

Univerzita Karlova
Přírodovědecká fakulta
Katedra demografie a geodemografie

Studijní program: Demografie

Studijní obor: Demografie



Ing. Bc. Jan Šebík

**Analýza procesu komprese úmrtnosti
ve vybraných vyspělých zemích**

**Analysis of the process of compression of mortality
in selected developed countries**

Diplomová práce

Vedoucí závěrečné práce: RNDr. Boris Burcin, Ph.D.

Praha, 2018

Prohlášení:

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracoval samostatně a že jsem uvedl všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 7. prosince 2018

Podpis

Poděkování:

Rád bych tímto poděkoval vedoucímu mé diplomové práce, RNDr. Borisovi Burcinovi, Ph.D., za trpělivost, cenné rady a připomínky, jež mi při zpracování práce pomohly. Zároveň bych chtěl poděkovat své rodině a přátelům za jejich podporu.

Abstrakt

Cílem diplomové práce je replikovat výsledky dřívějších studií procesu komprese úmrtnosti a rektangularizace křivky l_x ve vyspělých zemích dle dostupnosti dat. Zdrojem dat je Human Mortality Database, kde jsou data dostupná většinou až od 20. století, a proto je část historického vývoje prezentována na příkladu Švédska s daty od roku 1751. Z literatury byly vybrány nejčastěji zmiňované a používané ukazatele popisující variabilitu věku při úmrtí a proces komprese úmrtnosti a rektangularizace. Hlavním východiskem byl předpoklad, že posun úmrtí do vyššího věku se projevuje kompresí úmrtnosti. Komprese úmrtnosti představuje koncentraci úmrtí do stále užšího věkového intervalu, což snižuje variabilitu věku při úmrtí a křivka funkce l_x se napřimuje (rektangularizuje). Vybrané ukazatele popisují jak střední délku života a rozdělení (percentily) zemřelých v úmrtnostní tabulce, tak koncentraci úmrtí a variabilitu věku při úmrtí. Úmrtí se v současnosti koncentrují okolo modálního věku, ale historicky umíralo nejvíce osob v dětském věku. Proto jsou ukazatele koncentrace úmrtí vypočteny z úmrtí okolo modálního věku. Koncentraci úmrtí po narození popisují percentily. Ukazatele skupiny C zachycují věkový interval s největší koncentrací úmrtí okolo modu. Rozložení úmrtí okolo modu jsou v práci dále charakterizována s využitím naděje dožití v modálním věku a směrodatné odchylky. Celkovou variabilitu věku při úmrtí a kompresi úmrtnosti charakterizují ukazatele jako moving rectangle, fixed rectangle, Giniho koeficient a Keyfitzovo H. Vzhledem k silné korelaci mezi jednotlivými ukazateli je diskutován přínos ukazatelů a jejich možná redukce při dalších analýzách komprese úmrtnosti. Potenciální nahrazení jednoho ukazatele druhým je analyzováno s využitím korelační analýzy. Mimo výsledky analýzy procesu komprese úmrtnosti ve vyspělých zemích a identifikování rozdílů mezi státy jsou na reálných příkladech popsány i výhody jednotlivých ukazatelů.

Klíčová slova

Komprese úmrtnosti, rektangularizace, variabilita věku při úmrtí, modální věk, ukazatele skupiny C, C50, Moving rectangle, naděje dožití, korelační analýza.

Abstract

The aim of this diploma thesis is to replicate the results of previous studies of the process of compression of mortality and rectangularization of survival curve in selected developed countries based on the data availability. The source of the data is Human Mortality Database, where data are available mostly only from the 20th century and therefore part of the historical development is presented on the example of Sweden with data going from the year 1751. The most frequently mentioned and used indicators describing the variability of the age at death and the process of compression of mortality and rectangularization of survival curve were used in this thesis. The main starting point was the assumption that the shift of deaths to a higher age manifests itself as compression of mortality. Compression of mortality means the concentration of deaths to a narrower age range, which reduces the variability of age at death, and makes the survival curve more rectangular. Selected indicators describe life expectancy, distribution (percentiles) of deaths in the life table, concentration of deaths and variability of age at death. Deaths are currently concentrated around modal age, but most people died in childhood in the past. Consequently, indicators of concentration of deaths are calculated from deaths around modal age. Percentiles describe concentrations of deaths from birth. C-family indicators capture the age range with the highest concentration of deaths around the modal age. The distribution of deaths around the modus is further characterized in this thesis with the use of life expectancy at modal age and standard deviations. The overall variability of age at death and compression of mortality is characterized by indicators such as moving rectangle, fixed rectangle, Gini's coefficient and Keyfitz's H. Due to strong correlation between the indicators, their possible reduction in further analyses of compression of mortality is discussed. Potential replacement of one indicator by another is analysed using correlation analysis. Apart from the results of the analysis of the process of compression of mortality in developed countries and the identification of differences between countries, the benefits of individual indicators are described using real examples.

Key words

Compression of mortality, rectangularization, variability in age at death, modal age, C-family indicators, C50, moving rectangle, life expectancy, correlation analysis.

Obsah

Obsah	6
Seznam obrázků	8
Seznam tabulek	12
Použité zkratky	15
Kapitola 1 Úvod	16
1.1 Variabilita věku při úmrtí	17
1.2 Cíle práce	20
Kapitola 2 Ukazatele a metody	22
2.1 Zdroj dat, výběr zemí	22
2.2 Vyrovnání a extrapolace úmrtnostní křivky	23
2.3 Demografické ukazatele	25
2.4 Korelační analýza	29
Kapitola 3 Vývoj délky života a ukazatelů komprese úmrtnosti	30
3.1 Střední délka života	30
3.1.1 Naděje dožití ve vybraných věcích	34
3.1.1.1 Naděje dožití ve vybraných věcích na příkladu žen ve Švédsku a Japonsku	38
3.1.2 Odhadovaná maximální střední délka života při narození	40
3.2 Komprese úmrtnosti – počet zemřelých	44
3.2.1 Normální délka života	45
3.2.1.1 Naděje dožití v modálním věku	53
3.2.1.2 Směrodatná odchylka nad modálním věkem	56
3.2.2 Rozložení počtu zemřelých (d_x) – kvantily a ukazatele skupiny C	57
3.2.2.1 Analýza 10. percentilu	59
3.2.2.2 Horní a dolní kvartil	64
3.2.2.3 Analýza mediánu, IQR a C50	72
3.2.2.4 Ukazatele C10 a C25	81
3.2.3 Rektangularizace křivky dožívajících	86
3.2.3.1 Stagnace rektangularizace křivky dožívajících	99
3.2.4 Ostatní ukazatele	101

3.2.5 Shrnutí procesu koncentrace úmrtí ve vyšším věku	106
Kapitola 4 Vazby mezi ukazateli komprese úmrtnosti	108
4.1 Korelační analýza	109
4.1.1 Korelační analýza po roce 1970	118
4.1.1.1 Vztah mezi e_0 a e_M po roce 1970.....	124
4.1.1.2 Vztah mezi e_0 a interkvartilovým rozpětím po roce 1970.....	125
4.1.1.3 Vztah mezi e_0 a ukazatelem C50 po roce 1970	127
4.1.1.4 Vztah mezi e_0 a maximem d_x po roce 1970	128
4.1.1.5 Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad modem po roce 1970.....	130
4.2 Shrnutí vývoje vztahů mezi demografickými ukazateli	131
Kapitola 5 Závěr	133
Seznam literatury	137
Datový zdroj	137
Literatura a internetové zdroje.....	137
Seznam příloh.....	140
Příloha.....	142

Seznam obrázků

Obr. 1	– Porovnání křivek pravděpodobnosti úmrtí v nejvyšších věcích dle vybraných úmrtnostních modelů, Česko, 2016, ženy.....	24
Obr. 2	– Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži.....	31
Obr. 3	– Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy.....	31
Obr. 4	– Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1948–2016, muži.....	32
Obr. 5	– Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1948–2016, ženy.....	33
Obr. 6	– Mužská nadúmrtnost v analyzovaných zemích, v letech, 1946–2016.....	34
Obr. 7	– Střední délka života ve věku 65 let v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži.....	37
Obr. 8	– Střední délka života ve věku 65 let v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy.....	37
Obr. 9	– Rozdíl e_{65} mezi pohlavími v analyzovaných zemích, v letech, 1946–2016.....	38
Obr. 10	– Střední délka života ve vybraných věcích, 1751–2016, Švédsko, ženy.....	39
Obr. 11	– Střední délka života ve vybraných věcích, 1947–2016, Japonsko, ženy.....	40
Obr. 12	– Rozdíl střední délky života ve vybraných věcích mezi Japonskem a Švédskem, 1948–2016, ženy.....	40
Obr. 13	– Trendy, limity a konvergence naděje dožití dle Friese, 1980, USA.....	41
Obr. 14	– Možný budoucí vývoj celkové naděje dožití dle temp růstu ukazatelů e_0 , e_{20} , e_{65} a e_{75} , Japonsko, ženy.....	42
Obr. 15	– Počet tabulkových zemřelých ve věku 0–10 let ve vybraných letech, Švédsko, muži.....	44
Obr. 16	– Počet tabulkových zemřelých ve věku 5–110 let ve vybraných letech, Švédsko, muži.....	44
Obr. 17	– Pravděpodobnost úmrtí ve věku 0–105 let ve vybraných letech, Švédsko, muži.....	45
Obr. 18	– Tabulkoví zemřelí v dokončeném věku 0 (d_0) a maximum d_x ve věku 11+ let (max d_x), Švédsko a Francie, muži, 1751–2016.....	46
Obr. 19	– Počet zemřelých v maximu tabulkové funkce d_x ve věku 11+ let v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži.....	47
Obr. 20	– Počet zemřelých v maximu tabulkové funkce d_x ve věku 11+ let v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy.....	48
Obr. 21	– Pravděpodobnost úmrtí ve věku 0–105 let ve vybraných letech, Nizozemsko, muži.....	50

Obr. 22	– Počet tabulkových zemřelých ve věku 11–110 let ve vybraných letech, Nizozemsko, muži	50
Obr. 23	– Počet tabulkových zemřelých ve věku 11–110 let ve vybraných letech, Španělsko, ženy	51
Obr. 24	– Normální délka života v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži	52
Obr. 25	– Normální délka života v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy	52
Obr. 26	– Rozdíl modálního věku mezi ženami a muži v analyzovaných zemích, 1946–2016	53
Obr. 27	– Rozdíl střední délky života v modálním věku (e_M) mezi ženami a muži v analyzovaných zemích, 1946–2016	55
Obr. 28	– Porovnání funkcí počtu tabulkových zemřelých dle pohlaví okolo modálního věku žen, Itálie, 2012	56
Obr. 29	– Směrodatná odchylka nad modálním věkem v analyzovaných zemích, 1946 až 2016, muži	57
Obr. 30	– Směrodatná odchylka nad modálním věkem v analyzovaných zemích, 1946 až 2016, ženy	57
Obr. 31	– Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) s vyznačením intervalů zahrnujících 50 % zemřelých, 0–105 let, Švédsko, 1951, muži	59
Obr. 32	– Přesun brzkých úmrtí do vyššího věku v analyzovaných zemích – 10. Percentil tabulkových zemřelých, 1751–2016, muži	60
Obr. 33	– Přesun brzkých úmrtí do vyššího věku v analyzovaných zemích – 10. percentil tabulkových zemřelých, 1751–2016, ženy	61
Obr. 34	– Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace v analyzovaných zemích, 1955–2016, muži	62
Obr. 35	– Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace v analyzovaných zemích, 1955–2016, ženy	63
Obr. 36	– Rozložení tabulkových zemřelých (d_x), Česko, USA, Japonsko, 2014, muži	64
Obr. 37	– Dolní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1751–2016, muži	65
Obr. 38	– Dolní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1751–2016, ženy	65
Obr. 39	– Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) vyjádřené ukazateli 10. percentil, dolní kvartil a horní kvartil, 1872–2013, muži (M) a ženy (Ž)	67
Obr. 40	– Rozdíl Q_{25} mezi ženami a muži, 1948 až 2016, analyzované země	68
Obr. 41	– Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) vyjádřené ukazateli dolní kvartil, medián (mediánový věk), horní kvartil a modální věk, 1872–2013, muži (M) a ženy (Ž)	69
Obr. 42	– Rozdíl $e_0 - Q_{75}$, Švédsko, v letech, 1751 až 2016, muži a ženy	69
Obr. 43	– Horní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1950–2016, muži	71
Obr. 44	– Horní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1950–2016, ženy	71
Obr. 45	– Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1872–2013, muži a ženy	72
Obr. 46	– Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1751–2016, Švédsko, muži a ženy	73

Obr. 47 – Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1872–2014, Itálie, muži a ženy	74
Obr. 48 – Mediánový věk, 1950–2016, muži	75
Obr. 49 – Mediánový věk, 1950–2016, ženy	75
Obr. 50 – Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži	78
Obr. 51 – Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy	78
Obr. 52 – Tabulkový počet zemřelých dle věku, Japonsko, Švédsko, 1999 a 2016, muži	79
Obr. 53 – Tabulkový počet zemřelých dle věku, USA, Tchaj-wan, 1999 a 2014, muži	80
Obr. 54 – Pravděpodobnost dožití se 100 let při narození, 1970–2016, muži	81
Obr. 55 – Pravděpodobnost dožití se 100 let při narození, 1970–2016, ženy	81
Obr. 56 – Ukazatele dolní kvartil a C25 (v letech), 1872–2014, muži a ženy	82
Obr. 57 – Ukazatele 10. percentil a C10(v letech), 1872–2014, muži a ženy	83
Obr. 58 – Šířka intervalu ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži	86
Obr. 59 – Šířka intervalu ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy	86
Obr. 60 – Pravděpodobnost dožití při narození, vyznačené plochy ukazatelů MR a FR pod křivkou pravděpodobnosti dožití, Japonsko, 2016, ženy	89
Obr. 61 – Počet dožívajících se přesného věku (l_x) z tabulkového počtu živě, Japonsko, vybrané roky, ženy	90
Obr. 62 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži	92
Obr. 63 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy	92
Obr. 64 – Počet zemřelých dle věku (d_x) z tabulkové generace, Švédsko, vybrané roky, muži	93
Obr. 65 – Počet dožívajících se přesného věku (l_x) z tabulkové generace, Švédsko, vybrané roky, muži	94
Obr. 66 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži	96
Obr. 67 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy	96
Obr. 68 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	97
Obr. 69 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR ve vybraných zemích, 1971–2016, muži	99
Obr. 70 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR v analyzovaných zemích, 1971–2016*, ženy	100
Obr. 71 – Vývoj Giniho koeficientu a Keyfitzova H, 1751–2016, Švédsko, muži	101
Obr. 72 – Bazický index Giniho koeficientu a Keyfitzova H, 1751–2016, Švédsko, muži	102
Obr. 73 – Variabilita věku při úmrtí – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži	102
Obr. 74 – Variabilita věku při úmrtí – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy	103
Obr. 75 – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži	104
Obr. 76 – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy	104

Obr. 77	– Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a Giniho koeficientem v analyzovaných zemích v období let 1971–2016, ženy	105
Obr. 78	– Vztah mezi nadějí dožití při narození a Giniho koeficientem v analyzovaných zemích v období let 1971–2016, ženy	106
Obr. 79	– Korelační koeficient mezi IQR a e_0 v období 1751–2016, Švédsko, muži a ženy .	110
Obr. 80	– Korelační koeficient mezi IQR a e_0 v období 1751–2016, Švédsko a Francie, muži	111
Obr. 81	– Vztah mezi interkvartilovým rozpětím a nadějí dožití při narození ve Švédsku a Francii, 1751–2016, muži	114
Obr. 82	– Vztah mezi e_0 a e_M v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži	124
Obr. 83	– Vztah mezi e_0 a e_M v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	125
Obr. 84	– Vztah mezi e_0 a IQR v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži	126
Obr. 85	– Vztah mezi e_0 a IQR v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	126
Obr. 86	– Vztah mezi e_0 a C50 v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži	127
Obr. 87	– Vztah mezi e_0 a C50 v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	128
Obr. 88	– Vztah mezi e_0 a maximem tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži	129
Obr. 89	– Vztah mezi e_0 a maximem tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	129
Obr. 90	– Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad mode v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži	130
Obr. 91	– Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad mode v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy	131

Seznam tabulek

Tab. 1	– Rozdělení existujících ukazatelů rektangularizace křivky dožívajících, komprese úmrtnosti a délky života.....	18
Tab. 2	– Nejvhodnější modely vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti dle státu a pohlaví, dostupnost dat	24
Tab. 3	– Naděje dožití při narození ve vybraných letech a její změna od roku 1950 do 2011, vybrané země, muži, ženy.....	35
Tab. 4	– Naděje dožití v přesném věku 65 let ve vybraných letech a její změna od roku 1950 do 2011, vybrané země, muži, ženy.....	36
Tab. 5	– Odhadovaný limit naděje dožití při narození (e_0) na základě dosavadního vývoje včetně doby nutné k jejímu dosažení (v letech), vybrané země, muži, ženy	43
Tab. 6	– Rok přesunu maxima tabulkové funkce d_x z kojeneckého do vyššího věku, vybrané země, muži, ženy.....	45
Tab. 7	– Analýza střední délky života v modálním věku (e_M) ve vyspělých zemích, 1900–2011.....	54
Tab. 8	– Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace, vybrané roky, muži, ženy	62
Tab. 9	– Vývoj hodnot dolního kvartilu tabulkových zemřelých v letech – statistické shrnutí pro vybrané roky, muži a ženy	66
Tab. 10	– Absolutní přírůstek (v letech) dolního kvartilu, mediánu, modu a horního kvartilu tabulkových zemřelých, 1893–2013, muži a ženy	70
Tab. 11	– Interkvartilové rozpětí (v letech) tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy	76
Tab. 12	– Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy	77
Tab. 13	– Vývoj hodnot ukazatele C10 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy	84
Tab. 14	– Vývoj hodnot ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy	84
Tab. 15	– Porovnání ukazatelů e_0 , e_{100} a FR dle jednotlivých modelů vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti, 2016, Japonsko, ženy.....	88
Tab. 16	– Vývoj ukazatelů skupiny C (v letech), 1980–2016, Japonsko, ženy.....	91
Tab. 17	– Průměrný podíl prožitých let v následujících možných deseti letech života, naděje dožití při narození, Švédsko, vybrané roky, muži.....	95

Tab. 18	– Vývoj ukazatele Giniho koeficient v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy	105
Tab. 19	– Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1800–1899, Švédsko, muži	112
Tab. 20	– Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1816–1899, Francie, muži	113
Tab. 21	– Korelační koeficient mezi nadějí dožití při narození a vybranými demografickými ukazateli délky života a komprese úmrtnosti, 1800–2016, Švédsko, muži a ženy .	115
Tab. 22	– Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1900–1949 pro vybrané země, muži	117
Tab. 23	– Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1971–2016 pro vybrané země, muži	119
Tab. 24	– Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1971–2016 pro vybrané země, ženy	120
Tab. 25	– Variační rozpětí korelačních koeficientů demografických ukazatelů mezi analyzovanými zeměmi, 1971–2016, muži	121
Tab. 26	– Vybraná variační rozpětí korelačních koeficientů demografických ukazatelů mezi analyzovanými zeměmi, 1971–2016, ženy	122
Tab. 27	– Korelace e_0 s vybranými demografickými ukazateli v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži a ženy	123

Použité zkratky

e_0	Naděje dožití při narození
e_{65}	Naděje dožití v přesném věku 65 let
e_M	Naděje dožití v modálním věku
FR	Fixed rectangle
G	Giniho koeficient
H	Keyfitzovo H
HMD	Human Mortality Database
IQR	Interkvartilové rozpětí
M	Modus, modální věk, normální délka života
MR	Moving rectangle
Q_{10}	10. percentil tabulkových zemřelých (věk)
Q_{25}	Dolní kvartil tabulkových zemřelých (věk)
Q_{50}	Medián tabulkových zemřelých, mediánový věk
Q_{75}	Horní kvartil tabulkových zemřelých (věk)
SD(M+)	Směrodatná odchylka nad modem

Kapitola 1

Úvod

Mezi širokou veřejnou je již obecně známo, že dochází k prodlužování průměrné délky života. Prodlužování života je prezentováno na ukazateli naděje dožití při narození. Tento ukazatel již ale blíže nepopisuje proces, kterým dochází k posouvání průměrného věku při úmrtí. Neodpovídá na otázku, zda dochází k posunu úmrtí do vyšších věků, anebo se úmrtí více koncentrují do vyššího věku. Díky měnící se struktuře v příčinách úmrtí a klesající intenzitě celkové úmrtnosti se prodloužila střední délka života při narození ze zhruba 35–40 let v 18. století až na současné hodnoty okolo 80 let života ve vyspělých zemích (pro ženy i více). Samotná práce se na doprovodné jevy, které s sebou prodlužování průměrné délky života nese, zaměřuje.

Teorie, která se snaží významné změny v úrovni úmrtnosti v posledních staletích vysvětlit, je Omranova teorie. V teorii epidemiologického přechodu rozdělil Omran (1971) historický vývoj úmrtnosti na tři fáze, z nichž každá má odlišný socioekonomický a demografický charakter. Pro první fázi je charakteristický cyklický vývoj velikosti populace ovlivněný epidemiemi, válkami, morem a hladomorem. Výsledný přirozený přírůstek obyvatelstva byl jen minimální. Střední délka života při narození se pohybovala mezi 20 a 40 lety. Postupně se snižováním intenzity úmrtnosti a zmenšováním četnosti a intenzity extrémů v úmrtnostních poměrech (pokles vlivu epidemií a hladomorů) se začala prodlužovat naděje dožití při narození.

Na první fázi v západních zemích zhruba v 17. stol. navázala druhá fáze – označovaná jako fáze ustupujících epidemií. Intenzita úmrtnosti klesala zejména u dětí. S postupným úbytkem úmrtí v dětském věku a poklesem intenzity úmrtnosti se v období s vysokou mírou úmrtnosti prodlužovala střední délka života při narození na 30–50 let a v pozdní fázi mediánový věk překonal hranici 50 let. Hlavní příčinou úmrtí byly infekční nemoci, postupně však vzrůstal vliv neinfekčních nemocí, včetně kardiovaskulárních chorob. Vzhledem k významnému poklesu míry úmrtnosti byl v tomto období stále patrnější exponenciální růst populace.

Třetí fázi označuje Omran (1971) jako fázi degenerativních a civilizačních chorob. Počátek této fáze ve vyspělých zemích lze zařadit zhruba na konec 19. století či na počátek 20. století. Některé nemoci jsou postupně díky vyšší úrovni hygieny, očkování a zkvalitnění lékařské péče téměř vymýceny. Nejčastějšími příčinami úmrtí se stávají kardiovaskulární nemoci a novotvary. Naděje dožití při narození postupně rostla a předpokládalo se, že střední délka života při

narození ve vyspělých zemích bude přesahovat 70 let. Míry kojenecké a mateřské úmrtnosti poklesly na minimum.

Ačkoliv se průměrná délka života prodlužovala, maximální délka života měla dle Friesa (1980) zůstat neměnná. Na základě vývoje ukazatelů střední délky života v různých věcích ve 20. století odhadl jako limit průměrné délky života zhruba 85 let. Se snižováním intenzity úmrtnosti a počtu předčasných úmrtí a prodlužováním průměrné délky života je stále relevantnější zabývat se zdravotním stavem ve stáří. Jak shrnuje např. Bruthans a Bruthansová, (2009), ve stáří mohou nastat tři různé scénáře. Dle teorie pandemie morbidit (tj. nemocnosti) bude ve stáří růst podíl let prožitých v nemoci. Teorie komprese morbidit naopak předpokládá, že se bude ve stáří zvětšovat podíl let prožitých ve zdraví. Mezi nimi pak leží teorie dynamické rovnováhy, podle které se ve stáří nebude významně měnit podíl let prožitých ve zdraví a v nemoci.

Po Omranově teorii epidemiologického přechodu přichází teorie kardiovaskulární revoluce, kterou je možno považovat za čtvrtou fázi epidemiologického přechodu (Olshansky, Ault, 1986). Zatímco ve třetí fázi rostl význam kardiovaskulárních onemocnění na celkové intenzitě úmrtnosti, v následujícím období význam těchto nemocí klesal. Právě úspěch v prevenci a léčbě kardiovaskulárních chorob měl největší vliv na prodlužující se průměrnou délku života v tomto období. Zatímco ve vyspělých zemích západní Evropy se nachází počátek kardiovaskulární revoluce okolo roku 1970, ve východní Evropě lze počátek kardiovaskulární revoluce pozorovat později, od 90. let 20. století (Vallin, Maslé, 2004). S dalším rozšiřováním Omranovy teorie o další fáze lze redefinovat teorii epidemiologického přechodu jako první fázi globálního procesu zdravotního přechodu (Vallin, Maslé, 2004).

Teorie epidemiologického přechodu, včetně kardiovaskulární revoluce, vysvětluje prodlužující se průměrnou délku života, podrobněji však nepopisuje kompresi úmrtnosti (koncentraci úmrtí do stále užších věkových intervalů). Právě analýza procesu komprese úmrtnosti je podstatou následujících analýz prováděných na datech za 16 vyspělých zemí, Česko a bývalé východní Německo. Vyspělé státy by měly být v nejpokročilejším stádiu zdravotního přechodu a do jisté míry i příkladem, kde jsou pro dnešní společnost momentální limity průměrné délky života a jak se s posunem úmrtí do vyššího věku vyvíjí variabilita věku při úmrtí. Právě díky analýze variability věku při úmrtí je možné identifikovat rozdíly v procesu prodlužování délky života, a tak i lépe odhadnout budoucí vývoj.

1.1 Variabilita věku při úmrtí

Změna variability věku při úmrtí se skládá z procesu rektangularizace křivky dožívajících¹ a komprese úmrtnosti. Koncept rektangularizace křivky dožívajících se dostal šířeji do povědomí díky Friesovi, který předpokládal, že křivka přeživších se bude s klesající intenzitou úmrtnosti narovnávat a naděje dožití při narození se bude přibližovat očekávanému limitu 85 let (Fries, 1980). Již před ním ale biologové studovali proces stárnutí, při němž oddalování úmrtí

¹ Pro křivku přeživších určili Cheung a kol. (2005) tři dimenze (horizontalizace, vertikalizace a posun dlouhověkosti), které umožňují popsat proces prodlužování délky života, komprese úmrtnosti a právě rektangularizace křivky přeživších.

nemá vliv na posunování teoretické maximální délky života, nýbrž se projevuje rektangularizací křivky dožívajících. Rektangularizaci křivky dožívajících na datech za různé země během epidemiologického přechodu a zároveň kompresi úmrtnosti již potvrdilo mnoho studií (např. Cheung a kol, 2005, Wilmoth a Horiuchi, 1999, Robine, 2001, Paccaud, 1998).

Wilmoth a Horiuchi (1999) změny ve variabilitě věku při úmrtí rozdělili do tří fází, kde první byla fáze pomalého poklesu intenzity úmrtnosti napříč všemi věky (ve Švédsku zhruba do období 1870–1880), následovala fáze výrazné redukce kojenecké a dětské úmrtnosti způsobující extrémně intenzivní posun v koncentraci úmrtnosti (fáze trvala až do období krátce po druhé světové válce) a třetí fáze byla charakteristická výrazným snížením intenzity úmrtnosti i ve vyšším věku. Zejména první fáze ale vzhledem k jen částečné dostupnosti dat nemusí být patrná u všech zemí.

Jak však v 90. letech 20. století data za Japonsko ukázala, po rapidní redukci variability věku při úmrtí může následovat i expanze úmrtnosti (Wilmoth a Horiuchi, 1999). Do budoucna tak očekávají Wilmoth a Horiuchi (1999) tři možné scénáře, které by mohly následovat po kompresi úmrtnosti. Pokud by se zastavil pokles intenzity úmrtnosti, pak by se stabilizovala variabilita věku při úmrtí. Jestliže by společně výrazně klesala intenzita úmrtnosti v nižším i vyšším věku, mohla by nastat rovnováha, při níž by nedocházelo k poklesu variability, nýbrž čistě k posunu úmrtí do vyšších věků. Posledním scénářem, pro jehož podporu zatím není dostatek dat, je expanze úmrtnosti.

K analýze procesu komprese úmrtnosti a rektangularizace křivky dožívajících je užíváno ukazatelů vypočtených z úmrtnostních tabulek. Cheung a kol. (2005) vytvořili seznam existujících ukazatelů vztahujících se ke všem třem dimenzím křivky dožívajících (viz Tab. 1). Seznam čítá více než 20 ukazatelů dlouhověkosti, rektangularizace křivky dožívajících, vertikalizace a koncentrace úmrtnosti. Obdobný seznam ukazatelů ve své práci uvádí např. Robine (2001). Některé ukazatele lze považovat za vysloveně demografické (např. ukazatele skupiny C²), většinou se však jedná o statistické ukazatele upravené pro potřeby demografické analýzy (např. směrodatná odchylka, Giniho koeficient).

Tab. 1 – Rozdělení existujících ukazatelů rektangularizace křivky dožívajících, komprese úmrtnosti a délky života

Obecné ukazatele dlouhověkosti	Ukazatele maximální délky života
Naděje dožití (průměr)	Life expectancy
Medián	Maximální délka života (MLS)
Modus	Length of the outer tail of longevity
Ukazatele horizontalizace	Mapovací ukazatele
Žádné	Percentily

² Kannisto (2000) označuje tyto ukazatele komprese jako *C-family*, v textu je užito *ukazatele skupiny C*.

Ukazatele koncentrace a vertikalizace	Ukazatele rektangularizace
Směrodatná odchylka délky života nebo věku při úmrtí	Fixed rectangle
Směrodatná odchylka nad modem (SD(M+))	Moving rectangle a index rektangularity (R)
Směrodatná odchylka nad horním kvantilem	Rozdíl člověkoroků (PD)
Mezikvartilové rozpětí (IQR)	Poměr člověkoroků (PR)
Ukazatele skupiny C (C10, C50, C90)	
$_{10}C_{50}$	Ostatní ukazatele
Prolate index	Variační koeficient
Keyfitzovo H	Číselník Keyfitzova H
Naděje dožití v mediánovém věku a horním kvantilu	Giniho koeficient
Nejrychlejší pokles a nejvyšší podíl úmrtí	

Poznámky: Částečně přeloženo dle dostupných českých ekvivalentů.

Zdroj: Cheung *akol.*, 2005

Ačkoliv Cheung a kol. (2005) jako jednu ze tří dimenzí křivky dožívajících určili horizontalizaci, žádný ukazatel k této dimenzi nepřidělili. Horizontalizace se váže k rektangularizaci křivky dožívajících, která má v nižších věcích téměř vodorovný průběh, neboť takřka vymizela úmrtí do třiceti let (Robine, 2001). Za ukazatel horizontalizace lze považovat např. percentily, neboť horizontalizace vyjadřuje, jak dlouho kohorta může žít, než začne významně přibývat úmrtí spojených se stářím (tedy např. věk, kterého dosáhne 95 % populace).

V rámci dimenze posunu dlouhověkosti dochází k analýze věků, které dosáhne jen minimum jedinců, např. jeden z 10 tis. (ukazatel life endurancy). Takové ukazatele jsou však ovlivněny velikostí populace (Cheung a kol., 2005).

Nejvíce ukazatelů bylo identifikováno v rámci dimenze vertikalizace – tedy jak jsou koncentrována úmrtí okolo modálního věku (Cheung a kol., 2005). Uplatnění zde nachází několik variant výpočtu směrodatné odchylky. Za základní lze považovat směrodatnou odchylku nad modem, která má charakterizovat kompresi úmrtí spojených s věkem (stářím). Několik ukazatelů vyjadřuje, v jak širokém věkovém intervalu zemře stanový podíl populace. Mezi ně patří vzdálenosti mezi jednotlivými percentily a ukazatele skupiny C.

Nejčastější udávanou délkou věkového intervalu charakterizujícího koncentraci úmrtí je v odborné literatuře mezikvartilové rozpětí. To je dle Wilmoth a Horiuchiho (1999) jednoduchý a snadno interpretovatelný ukazatel, který je vhodným ukazatelem rektangularizace křivky dožívajících a variability věku při úmrtí. Ukazatele skupiny C vyjadřují nejkratší možný věkový interval, v kterém zemře stanovený podíl populace. Číslo v názvu ukazatele specifikuje daný podíl. Ze své podstaty je hodnota ukazatele C50 nižší než mezikvartilového rozpětí a ukazatele C50 lépe zachytí věkový interval s největší koncentrací úmrtí (Kannisto, 2000). Nicméně je náročnější na výpočet než interkvartilové rozpětí a zejména by měl být naplněn předpoklad klesajícího počtu úmrtí směrem od maxima d_x . Navíc Wilmoth a Horiuchi (1999) opírají užití mezikvartilového rozpětí o jeho srozumitelnost a fakt, že silně koreluje s ostatními ukazateli rektangularizace.³

³ V rámci studie (Wilmoth a Horiuchi, 1999) byla provedena korelace s ukazateli: Fixed rectangle, Moving rectangle, Nejrychlejší pokles, Sharpest corner, Quickest plateau, Prolate index, Směrodatná odchylka, Giniho koeficient, Keyfitzovo H. Nejslabší korelační koeficient vyšel s ukazateli Sharpest

Dalšími ukazateli koncentrace mohou být vhodně relativně zvolené střední délky života ve vyšším věku, jako je v tabulce zmíněná např. naděje dožití v mediánovém věku. Keyfitzovo H, nebo-li míra entropie, vyjadřuje vztah mezi intenzitou úmrtnosti dle věku a střední délkou života při narození. Hodnota ukazatele je rovna přírůstku naděje dožití při narození v případě poklesu míry úmrtnosti o 1 % (Robine, 2001).

Rozdělení ukazatelů do jednotlivých skupin dle Cheung a kol. (2005) nelze považovat za striktně jednoznačné, neboť jiní autoři užívají ve svých pracích pro popsání rektangularizace křivky dožívajících i ukazatele zařazené do jiných kategorií (viz např. mezikvartilové rozpětí či směrodatná odchylka ve studii Wilmoth a Horiuchiho, 1999). Rektangularizaci křivky dožívajících lze částečně popsat i ukazateli koncentrace úmrtnosti či mapovacími ukazateli (příklad viz Tab. 1). Za ukazatele primárně určené pro popsání rektangularizace lze považovat fixed rectangle, moving rectangle a index rektangularity. Tyto ukazatele jsou svou konstrukcí velmi podobné, v podstatě lze všechny považovat za index rektangularity (Kannisto, 2006). Index rektangularity vyjadřuje průměrný podíl prožitých let v absolutně či relativně stanoveném věkovém intervalu. Moving rectangle je specifickým příkladem, kdy nalevo je jasně vymezen věkem nula let a napravo relativně percentilem – Wilmoth a Horiuchi (1999) určili věk napravo dle 0,1 % žijících z tabulkové populace, Kannisto (2006) dle 1 % žijících. Fixed rectangle má absolutně, tedy fixně, stanovenou i pravou část, která ve studii Wilmoth a Horiuchiho (1999) představovala 100 let. Zatímco moving rectangle a fixed rectangle popisují celkově rektangularizaci křivky dožívajících od narození, index rektangularity si vybírá pouze určité úseky věků, které se neváží k narození.

Mezi ostatní se řadí statistické ukazatele upravené pro potřeby demografické analýzy – variační koeficient, čísel Keyfitzova H a Giniho koeficient. Možnost shodných závěrů nabízí Giniho koeficient a Keyfitzovo H, neboť s korelačním koeficientem 0,996 patřila tato dvojice ve studii Wilmoth a Horiuchiho (1999) k nejtěsněji provázaným ukazatelům.

1.2 Cíle práce

Samotné empirické studie již potvrdily teorii rektangularizace křivky přeživších. Není však zcela zřejmé, jakým směrem se jednotlivé země udávají v procesu komprese úmrtnosti.

Primárním cílem této práce byla analýza procesu komprese úmrtnosti pomocí vybraných demografických a statistických ukazatelů. Tento cíl se skládal z dílčích cílů:

- 1) Cílem práce je popsat proces komprese úmrtnosti v co nejdelším dostupném období, a tak potvrdit výsledky dřívějších studií pro větší počet zemí, neboť dosavadní studie se zaměřovaly na jednu či pár zemí, obvykle ne více než pět zemí. Novější výsledky zároveň budou obsahovat i širší a aktuálnější období. Výsledky provedené analýzy by měly podat informaci o tom, do jaké míry s rostoucí délkou života dochází napříč zvolenými vyspělými státy k posunu úmrtí do vyšších věků.

corner (-0,785) a Quickest plateau (-0,856), s ostatními vyšel koeficient vyšší než 0,9, resp. nižší než -0,9. V rámci korelační analýzy též autoři mj. určili, které ukazatele s rostoucí intenzitou komprese úmrtnosti klesají a které rostou.

- 2) Druhým cílem práce je zhodnotit vypovídací schopnost ukazatelů představujících 50 % zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50) k popisu komprese úmrtnosti, neboť Kannisto (2000) považuje C50 za lepší ukazatel než mezikvartilové rozpětí, avšak dle Wilmoth a Horiuchiho (1999) je mezikvartilové rozpětí jednoduchý a snadno interpretovatelný ukazatel, vhodný pro analýzu rektangularizace.
- 3) Třetím cílem práce je zhodnotit vazby mezi ukazateli komprese úmrtnosti a prodlužování délky života, a tak posoudit jejich přidanou hodnotu při interpretaci procesu komprese úmrtnosti. Pro účel tohoto cíle byla využita korelační analýza, jejíž výsledky mohou lépe opodstatnit výběr konkrétních ukazatelů v budoucnu, ať již v zájmu o co nejpodrobnější popsání procesu komprese úmrtnosti či snadnou pochopitelnost a interpretovatelnost. Mj. je korelační analýza vhodná i pro druhý cíl. Předpokladem je, že statistická závislost mezi ukazateli je velmi silná a korelační koeficient by měl být mezi všemi dvojicemi vyšší než 0,7, resp. nižší než -0,7, obvykle však bude blízký 1, resp. -1.

Kapitola 2

Ukazatele a metody

Pro analyzování procesu komprese úmrtnosti byly užity demografické a statistické ukazatele popisující koncentraci úmrtí, rektangularizaci křivky dožívajících a prodlužování délky života. Jednotlivé ukazatele jsou vyjmenovány a blíže v podkapitolách níže. Data pochází z Human Mortality Database. Zpracování dat a výpočet ukazatelů byl proveden v programech DeRaS, Microsoft Excel 2010 a IBM SPSS Statistics 23.

2.1 Zdroj dat, výběr zemí

Pro potřeby výpočtů ukazatelů v diplomové práci byly čerpány údaje o živě narozených, zemřelých a exponované populaci (střední stav) z Human Mortality Database (dále jen „HMD“). HMD publikuje data za 39 zemí, v případě některých dokonce i podrobnější data (populace rozdělena např. prostorově či národnostně). Zdrojem jsou zejména evidence národních statistických úřadů, jejichž data HMD dále zpracovává, a následně zveřejňuje časové řady.⁴

Diplomová práce se věnuje analýze procesu komprese úmrtnosti ve vyspělých zemích. Vzhledem k místu jejího vydání je dán i důraz na porovnání procesů koncentrace úmrtí ve vyspělých zemích a Česku. S ohledem na fakt, že se obecně prodlužuje střední délka života při narození, na níž má vliv právě komprese úmrtnosti, lze očekávat, že nejdále v analyzovaném procesu koncentrace úmrtí jsou vyspělé státy, které zároveň mají obecně vyšší naději dožití při narození. Právě analýzou tohoto procesu u vyspělých zemí lze odhalit trendy, a tedy i očekávání budoucího vývoje pro méně vyspělé země.

Výběr zemí z HMD byl zúžen na Česko a státy, které mají dle Mezinárodního měnového fondu v současnosti vyšší HDP na obyvatele než Česko. Dalším kritériem byla velikost populace, tak aby bylo sníženo riziko náhodných odchylek, zvláště ve věcech s nízkým počtem zemřelých, či žijících. V rámci práce je analyzováno 12 států z Evropy (viz Tab. 1), dále USA, Kanada, Japonsko, Tchaj-wan, Austrálie a Nový Zéland. Vyjma Nového Zélandu se v analýze

⁴ Cílem HMD je publikace veřejně dostupných a srovnatelných dat. Popis konkrétního způsobu zpracování dat a pramenech lze nalézt v detailu každé země. Podrobněji viz <http://www.mortality.org/>.

nevyskytují státy s počtem obyvatel nižším než 8 mil. (v roce 2017). Nový Zéland byl zahrnut do analýzy z důvodu zastoupení více zemí mimo Evropu.

2.2 Vyrovnání a extrapolace úmrtnostní křivky

Demografické ukazatele použité v této práci jsou převzaty, anebo vypočteny z úmrtnostních tabulek. Úmrtnostní tabulky byly vypočteny v programu DeRaS.⁵ Vyjma výpočtu úmrtnostních tabulek z empirických dat slouží program DeRaS také k vyrovnávání a extrapolaci úmrtnostní křivky. Právě ve vyšších věcích totiž hrozí, že vzhledem k menší velikosti exponované populace může nabývat intenzita úmrtnosti nahodilých hodnot. V některých letech dokonce nemusí dojít v nejvyšších věcích k žádnému úmrtí. Díky vhodně zvoleným funkcím v programu DeRaS je možno se s touto nahodilostí vypořádat a úmrtnostní křivku extrapolovat i do nejvyšších věků, kde nejsou žádná pozorování. Na základě vstupních dat z věkového intervalu 65–90 let byly pro účely práce v programu DeRaS vyrovnány úmrtnostní křivky a extrapolovány až do věku 120 let.

DeRaS umožňuje výpočet úmrtnostních tabulek za užití šesti modelových funkcí, pojmenovaných dle jejich autorů: Coale-Kisker, Gompertz, Gompertz-Makeham, Kannistö, Thatcher a Heligman-Pollard. Na základě porovnání nejpoužívanějších metod vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti a jejich aplikace na českou populaci je zřejmé, že průběh jednotlivých křivek se významně liší, a některé modely se tak mohou jevit jako nevhodné (viz Burcin, Tesárková, Šídlo, 2010).

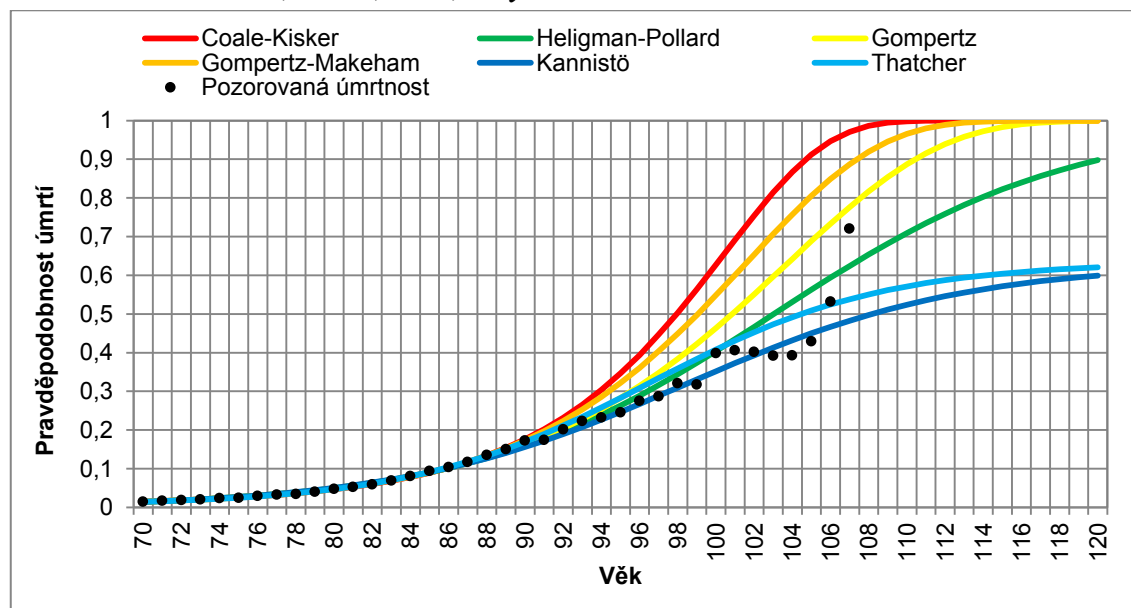
Na příkladu pravděpodobnosti úmrtí pro české ženy v roce 2016 lze vidět, že modely Gompertz, Gompertz-Makeham a Coale-Kisker, nadhodnocují intenzitu úmrtnosti a pravděpodobnost úmrtí se limitně přibližuje hodnotě jedna v dosažitelném věku (jednalo by se o věky 110–115 let na Obr. 1). Naopak modely Kannistö a Thatcher směřují k hodnotě pravděpodobnosti úmrtí okolo 0,6. V tomto ilustračním příkladu vycházel jako nejvhodnější model Kannistö, pro jiná období (a země) však může být nejvhodnější jiný model.

Pro účely práce byl vybírán pro každý stát a pohlaví nejvhodnější model na základě Akaikeho informačního kritéria (*AIC*), které je součástí výstupu v programu DeRaS. Pro každý stát a pohlaví byl vybrán po celé sledované období jediný model na základě porovnání průměrné hodnoty *AIC* a průměrného pořadí mezi šesti modely. Pro některé státy byl některý z modelů jasně opakovaně nejvhodnějším (např. pro české ženy byl model Kannistö nejlepší v 52 případech z 67 dostupných let, přičemž 14krát byl druhým) a v případě některých byla volba nejlepšího modelu méně jasná. Nikdy však nenastala situace, kdy by byl jeden model vhodný spíše pro starší období a jiný model pro novější období. V rámci zachování kontinuity užitých modelů byl volen pouze jeden model pro každý stát a pohlaví. Přestože předmětem práce není hledání obecně nejvhodnějšího modelu pro vyrovnání a extrapolaci křivky úmrtnosti, z výsledků v tabulce níže je patrné, že obecně nejvhodnějšími modely jsou pro ženy Kannistö a pro muže Thatcher, v některých případech byl zjištěn jako nejvhodnější model

⁵ Podrobná dokumentace programu je k dispozici na webu. Viz B. Burcin, K. Hulíková Tesárková a D. Kománek, 2012. *DeRaS Documentation*. Dostupné on-line: http://deras.natur.cuni.cz/upload/soubor/original/DeRaS%20documentation_02_05_2012_Version_2.pdf

Heligman-Pollard. Tab. 2 zobrazuje výběr zemí pro účely této práce a zároveň i volbu modelu pro vyrovnání a extrapolaci křivky úmrtnosti.

Obr. 1 – Porovnání křivek pravděpodobnosti úmrtí v nejvyšších věcích dle vybraných úmrtnostních modelů, Česko, 2016, ženy



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 2 – Nejvhodnější modely vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti dle státu a pohlaví, dostupnost dat

Stát	Model pro ženy	Model pro muže	Dostupnost dat
Austrálie	Thatcher	Thatcher	1921–2014
Belgie	Kannistö	Heligman-Pollard	1841–2015*
Česko	Kannistö	Thatcher	1950–2016
Francie	Kannistö	Thatcher	1816–2015
Itálie	Kannistö	Thatcher	1872–2014
Japonsko	Kannistö	Kannistö	1947–2016
Kanada	Thatcher	Thatcher	1921–2011
Německo**	Kannistö	Thatcher	1956–2015
Nizozemsko	Thatcher	Heligman-Pollard	1850–2016
Nový Zéland	Heligman-Pollard	Heligman-Pollard	1948–2013
Rakousko	Kannistö	Heligman-Pollard	1947–2014
Spojené království	Thatcher	Thatcher	1922–2016
Španělsko	Kannistö	Thatcher	1908–2014
Švédsko	Kannistö	Heligman-Pollard	1751–2016
Švýcarsko	Kannistö	Heligman-Pollard	1876–2014
Tchaj-wan	Kannistö	Kannistö	1970–2014
USA	Thatcher	Thatcher	1933–2015

Poznámky: *Data za Belii 1914–1918 chybí. **Německo bylo analyzováno jako bývalé západní Německo (Německo – Z) a bývalé východní Německo (Německo – V)

Zdroj: vlastní výpočty

2.3 Demografické ukazatele

Pro účely diplomové práce byly vypočteny demograficko-statistické ukazatele a dále byly užity statistické metody, tak aby byl co nejlépe popsán proces komprese úmrtnosti, vývoj a vztah mezi jednotlivými ukazateli. Ukazatele vychází z úmrtnostních tabulek⁶ vypočtených v programu DeRaS, jehož výstupem jsou tabulkové funkce (popsány např. v Kalibová, 2001):

q_x – pravděpodobnost úmrtí mezi přesnými věky x a $x+1$,

l_x – počet osob dožívajících se přesného věku x ,

d_x – počet zemřelých mezi přesnými věky x a $x+1$,

L_x – tabulkový počet žijících v dokončeném věku x ,

T_x – počet človekolek, které v přesném věku x zbývá tabulkové generaci prožít,

e_x – průměrný počet let zbývajících k prožití osobě v přesném věku x .

Modus tabulkových zemřelých (M) a rozdělení zemřelých okolo modu je ústřední oblastí zájmu při analýze komprese úmrtnosti. Jak bylo zjištěno na základě diskuze literatury, k většině úmrtí dochází okolo věku, kdy je počet tabulkových zemřelých (d_x) maximální – na základě stanovení maxima d_x lze spočítat ukazatel **normální délky života (M)**. Výpočet normální délky života vychází ze vzorce (Rychtaříková, 2012) upraveného pro výpočet z úmrtnostních tabulek s jednoletými věkovými intervaly:

$$M = x + 0,5 + 0,5 \times \frac{d_{x+1} - d_{x-1}}{(d_x - d_{x-1}) + (d_x - d_{x+1})}, \text{ kde}$$

x představuje dokončený věk, v němž je maximum tabulkových zemřelých (d_x).

V rámci analýzy **normální délky života** (též **modální věk**) byly zjišťovány dva mody. Vzhledem k dřívější vysoké kojenecké úmrtnosti teprve ve 20. století přešlo maximum d_x z kojeneckého věku do stáří. Zkoumání procesu komprese úmrtnosti, zjednodušeně chápaného jako koncentrace úmrtí ve vyšším věku, se váže k modu ve vyšším věku, a proto byl vypočten modální věk nezávisle na vysoké kojenecké a dětské úmrtnosti.

Mimo **maximální d_x celého věkového intervalu** tak bylo hledáno **maximum z rozložení d_x v intervalu od přesného věku 11 let**. Díky tomu nejvyšší počet zemřelých byl ve vyšším věku, nikoliv v prvním roce života či v jiném věku raného dětství. V práci je též tento ukazatel označován jako **maximum d_x ve vyšším věku**. Podmínka věkového omezení na 11 let a starší byla předpokladem výpočtu i dalších ukazatelů, které z modu (M) vycházely – ukazatele ze skupiny C , $SD(M+)$ a e_M (popis ukazatelů viz dále).

Základním demografickým ukazatelem souhrnně vyjadřujícím očekávanou intenzitu úmrtnosti a délku života je ukazatel e_x , neboli **střední délka života ve věku x** či též naděje dožití ve věku x . V práci byly vybrány primárně tři varianty tohoto ukazatele.

Střední délka života při narození (e_0) souhrnně vyjadřuje intenzitu úmrtnosti v populaci. Z tohoto ukazatele nelze vyčíst, jaké je rozložení intenzity úmrtnosti dle věku. Zvyšující se hodnota značí pokles intenzity úmrtnosti, přičemž pokles v nižších věcích má na výslednou hodnotu ukazatele větší vliv než pokles intenzity úmrtnosti ve vyšších věcích.

Střední délka života ve věku 65 let (e_{65}) souhrnně vyjadřuje intenzitu úmrtnosti ve věkovém intervalu 65 a více let. V tomto věku se jedná v současnosti o osoby většinou

⁶ Kořen úmrtnostní tabulky je 100 000 narozených.

ekonomicky neaktivní a odešlé do starobního důchodu⁷. Ukazatel e_{65} na rozdíl od ukazatele e_0 není ovlivněn kojeneckou, resp. dětskou úmrtností, úmrtími na vnější příčiny častějšími v mladším věku a obecně úmrtími v ekonomicky aktivním věku.

Střední délka života v normálním věku M (e_M) udává, kolika let se v průměru dožije člověk, který dosáhl normální délky života. Tento ukazatel vychází z obecného výpočtu e_x , který byl upraven o rozdíl mezi M a x , kde x je nejbližší nižší přesný věk vyjádřený v celých číslech. Hodnota ukazatele e_M leží mezi hodnotami e_x a e_{x+1} . Ukazatel e_M byl vypočten dle vzorce:

$$e_M = \frac{T_M}{l_M}, \text{ kde}$$

T_M představuje počet člověkolet, které ve věku M zbývá tabulkové generaci prožít, a l_M je počet osob dožívajících se přesného věku M , podrobněji lze vzorec rozepsat jako

$$e_M = \frac{T_{x+1}}{l_M} + \frac{L_M \times (1 - (M - x))}{l_M}, \text{ kde}$$

$$L_M = L_x - (M - x) \times (L_x - L_{x+1}) \text{ a}$$

$$l_M = l_x - (M - x) \times (l_x - l_{x+1}).$$

V práci je navíc užito pojmu **celková naděje dožití** pro $e_x + x$. Celková naděje dožití umožňuje porovnat průměrný věk dožití vypočtený pro různé věky, neboť samotný ukazatel naděje dožití vyjadřuje pouze průměrný zbývajících počet let života.

Koncentraci počtu zemřelých okolo modálního věku může charakterizovat směrodatná odchylka. Pro potřeby analýzy procesu komprese úmrtnosti se jedná o **směrodatnou odchylku nad modálním věkem** ($SD(M+)$) vypočtenou z funkce tabulkových zemřelých nad modálním věkem (pro d_x , kde $x > M$). Hodnota směrodatné odchylky značí variabilitu věku při úmrtí. S její klesající hodnotou klesá i variabilita věku při úmrtí. Směrodatná odchylka modálního věku byla vypočtena jako (viz Cheung a kol., 2009):

$$SD(M+) = \sqrt{\frac{\sum ((x-M)^2 \times d_x)}{\sum d_x}}, \text{ kde}$$

x jsou jednotky věku z úmrtnostní tabulky, pro které platí, že

$$x = (M; \omega >$$

přičemž ω představuje nejvyšší věk x v úmrtnostní tabulce.

Rozložení počtu zemřelých a zároveň i koncentraci úmrtí okolo modu dále popisují kvantily a ukazatele ze skupiny C.

Z **kvantilů** byly vypočteny: první decil, dolní a horní kvartil, medián a 95. percentil. Kvantily vyjadřují rozdělení úmrtí tabulkové populace. Hodnota prvního decilu představuje věk, kterého se dožije 90 % populace, resp. před jehož dosažením 10 % tabulkové populace zemře. Jedná se o 10. percentil. Dolní kvartil je 25. percentilem, medián (mediánový věk) 50. a horní kvartil 75. percentilem. Kvantily (Q_p) byly spočteny dle vzorce (Rychtaříková, 2012):

$$Q_p = x + \frac{l_x - l_p}{l_x - l_{x+1}}, \text{ kde}$$

⁷ Konkrétní podíl starobních důchodců a věk nároku odchodu do starobního důchodu se může stát od státu lišit.

x představuje nejvyšší přesný věk, pro který ještě platí, že $l_x > l_p$, a l_p je požadovaný počet žijících v přesném věku vypočtený z kumulovaného počtu zemřelých, p představuje podíl, v kterém percentil dělí soubor. S ohledem na kořen úmrtnostní tabulky 100 000:

$$l_p = (1 - p) \times 100\,000,$$

pro první decil (Q_{10}) se tedy

$$l_{10} = (1 - 0,10) \times 100\,000 = 90\,000.$$

Ukazatele skupiny C (v práci vypočtené **C10**, **C25** a **C50**) vyjadřují nejkratší možnou dobu, za kterou zemře 10%, resp. 25 %, resp. 50 % tabulkové generace. Na příkladu ukazatele C50 je třeba nalézt tak dlouhý věkový interval, v kterém zemře 50 % generace, tedy 50 000 zemřelých z kořene tabulky 100 000. Pro výpočet ukazatele ze skupiny C je třeba seřadit hodnoty d_x od nevyšší po nejnižší. Následně probíhá obdobný výpočet jako v případě výpočtu kvantilu. Pro ukazatel C50 by tedy byly kumulovány počty seřazených tabulkových zemřelých ($\sum d_i$), až by byly nalezeny dvě nejbližší hodnoty k 50 000 zemřelých. Následně je třeba přesně určit délku věkového intervalu odpovídající C50. Způsob výpočtu jednotlivých ukazatelů skupiny C znázorňují následující vzorce (viz Kannisto, 2000):

$$C10 = n - \frac{\sum_{i=1}^n d_i - 10\,000}{d_n},$$

$$C25 = n - \frac{\sum_{i=1}^n d_i - 25\,000}{d_n},$$

$$C50 = n - \frac{\sum_{i=1}^n d_i - 50\,000}{d_n}, \text{ kde}$$

i představuje pořadí seřazených hodnot d_x od nejvyššího po nejnižší a n je pořadí jednoletého období, v kterém je poprvé přesáhnutá stanovená hodnota kumulovaného počtu seřazených tabulkových zemřelých (10, 25 či 50 tis. tabulkových zemřelých).

Předpokladem výpočtu ukazatelů skupiny C je, že počty zemřelých nalevo i napravo od modu klesají. Naplnění tohoto předpokladu napomáhá vyrovnání úmrtnostní křivky, avšak ani to nezaručí, že vysoká kojenecká úmrtnost, či širěji dětská úmrtnost, neovlivní výsledek výpočtu. Z tohoto důvodu byly vypočteny ukazatele skupiny C pro data od věku 11 let. Díky těmto úpravám bylo riziko zkreslení hodnoty ukazatele výrazně sníženo.

Součástí analýzy je porovnání kvantilů a ukazatelů skupiny C. Pokud by nejkratší věkový interval, za který zemře stanovený podíl generace, začínal v přesném věku nula let, pak příslušný kvantil bude mít nižší hodnotu, než ukazatel C spočtený na datech od věku 11 let. Např. hodnota prvního kvantilu by se mohla rovnat hodnotě ukazatele C25 bez věkového omezení, pokud by osoby umíraly výrazně více v dětském věku než ve stáří.

Na výpočet kvantilů a ukazatelů skupiny C navazuje výpočet **mezikvartilového rozpětí**, jehož hodnota je dána rozdílem mezi horním (Q_{75}) a dolním kvantilem (Q_{25}):

$$IQR = Q_{75} - Q_{25}.$$

Mezikvartilové rozpětí v této práci udává dobu, za jakou zemře polovina tabulkové populace poté, co již čtvrtina generace zemřela. Výhodou mezikvartilového rozpětí je oproti ukazateli C50 snazší výpočet, který není náchylný na zkreslení z důvodu vysoké dětské úmrtnosti, případně výrazněji rozkolísané úmrtnostní křivky. Obdobně lze spočítat věkové rozpětí i mezi dalšími kvantily.

Dalšími použitými ukazateli jsou **fixed rectangle (FR)** a **moving rectangle (MR)**⁸, které jsou indikátory rektangularizace křivky dožívajících. Křivka přeživších byla aproximována pomocí tabulkové funkce L_x (podrobněji o aproximaci viz Wilmoth, Horiuchi, 1999). Ukazatele **FR** a **MR** udávají podíl let prožitých tabulkovou generací ve zvoleném věkovém intervalu a jedná se o plochu pod křivkou přeživších. Pokud by všechny osoby tabulkové populace zemřely v jediný okamžik, pak by měla křivka přeživších pravouhlý, obdélníkový tvar. Fixed rectangle je počítán pro pevně daný interval let – obvykle 0–100 let, což je i varianta užitá v práci. Moving rectangle má plovoucí pravou stranu intervalu, která je vymezena relativně. V práci je pravá strana intervalu určena jako přesný věk pro 95. percentil, jedná se tedy o věk, jehož se dožije 5 % tabulkové generace. Ve výpočtech muselo být zohledněno, že je užito úmrtnostní tabulky s kořenem tabulky 100 000. Výpočty byly provedeny na základě těchto vzorců (podrobněji viz Wilmoth, Horiuchi, 1999):

$$FR = \frac{\sum_{x=0}^{99} L_x}{100\,000} \times \frac{1}{100} \text{ a}$$

$$MR = \frac{\sum_{x=0}^{\gamma-1} L_x + L_{\gamma^*}}{100\,000} \times \frac{1}{Q_{95}}, \text{ kde}$$

Q_{95} je 95. percentil,

γ představuje nejbližší nižší věk x k věku odpovídajícímu Q_{95} a

L_{γ^*} je počet člověkoroků prožitých mezi γ a Q_{95} , který se spočte jako:

$$L_{\gamma^*} = (Q_{95} - \gamma) \times L_{\gamma}.$$

Posledními ukazateli využitými v analýze procesu koncentrace úmrtnosti byly **Giniho koeficient** a **Keyfitzovo H** (jejich aplikaci v demografii popsal např. Wilmoth, Horiuchi, 1999). Pro účely výpočtu z dat v úmrtnostních tabulkách byla provedena aproximace křivky dožívajících pomocí tabulkové funkce L_x a v rámci výpočtu byl převeden kořen úmrtnostní tabulky 100 000 na 1.

Giniho koeficient (G) nabývá hodnot 0–1 a v této práci měří stupeň variability věku při úmrtí. Jeho hodnota roste, pokud se snižuje variabilita věku při úmrtí, což je situace doprovázející kompresi úmrtnosti a rektangularizaci křivky dožívajících. V rámci práce byl ukazatel vypočten jako (podrobněji viz Wilmoth, Horiuchi, 1999):

$$G = 1 - \frac{\frac{\sum (L_x)^2}{100\,000^2}}{e_0}.$$

Keyfitzovo H klesá, čím více jsou koncentrována úmrtí. Ukazatel měří vztah mezi intenzitou úmrtnosti dle věku a nadějí dožití při narození a také vyjadřuje míru entropie. V práci byl ukazatel vypočten jako (podrobněji viz Wilmoth, Horiuchi, 1999):

$$H = - \frac{\sum \left(\frac{L_x}{100\,000} \times \ln \left(\frac{L_x}{100\,000} \right) \right)}{e_0}.$$

Mimo výše uvedené demograficko-statistické ukazatele byly dále použity ukazatele explorační statistiky a variability: minimum, maximum, průměr, kvantily, variační rozpětí

⁸ Ukazatele lze přeložit jako *pevný obdélník* (fixed rectangle) a *pohyblivý obdélník* (moving rectangle). V práci jsou však ukazatele ponechány bez překladu.

(rozdíl mezi maximem a minimem) a variační koeficient (podíl směrodatné odchylky a průměru).

2.4 Korelační analýza

Pro účely popsání síly vztahu mezi demografickými ukazateli, jejichž vývoj je analyzován v samostatných kapitolách, byla zvolena korelační analýza s využitím Spearmanova korelačního koeficientu, který je definován jako Pearsonův korelační koeficient pořadí zvolených proměnných⁹.

Pouze některé časové řady demografických ukazatelů splňovaly předpoklad normálního rozdělení pro Pearsonův korelační koeficient. Z tohoto důvodu byl využit Spearmanův korelační koeficient, který je zároveň robustní vůči odlehlým pozorováním. Pearsonův i Spearmanův korelační koeficient popisují sílu vazby mezi dvěma proměnnými – v závislosti na konkrétní dvojici proměnných mohou vycházet výsledky – co do síly vztahu - shodně. V některých případech však může každý z koeficientů vykazovat opačný směr statistické závislosti. Podrobněji se porovnáním Pearsonova a Spearmanova korelačního koeficientu věnoval např. Hauke a Kossowski (2011). V rámci korelační analýzy v této práci však až na některé výjimky vycházely hodnoty Pearsonova a Spearmanova koeficientu takřka shodně.

⁹ Postup výpočtu korelačních koeficientů podrobněji viz Help zvolených statistických programů Microsoft Excel 2010 a IBM SPSS Statistics 23.

Kapitola 3

Vývoj délky života a ukazatelů komprese úmrtnosti

Následující analytická část práce se zabývá vývojem vybraných demografických ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti, které byly vypočteny dle dostupnosti dat od roku 1751 (podrobněji viz str. 24). Data byla analyzována pro Česko a dalších 16 států¹⁰ majících dle aktuálních údajů vyšší HDP na obyvatele než Česko. Mimo evropské země byly porovnávány ukazatele za USA, Kanadu, Tchaj-wan, Japonsko, Austrálii a Nový Zéland.

3.1 Střední délka života

Nejdelší časová řada byla dostupná za Švédsko, které se po celé sledované období řadí mezi státy s nejvyšší nadějí dožití při narození. Pohled na vývoj střední délky života při narození poskytují následující dva grafy (viz Obr. 2 a Obr. 3). Historický vývoj střední délky života při narození odpovídá klasickému západnímu modelu epidemiologického přechodu.

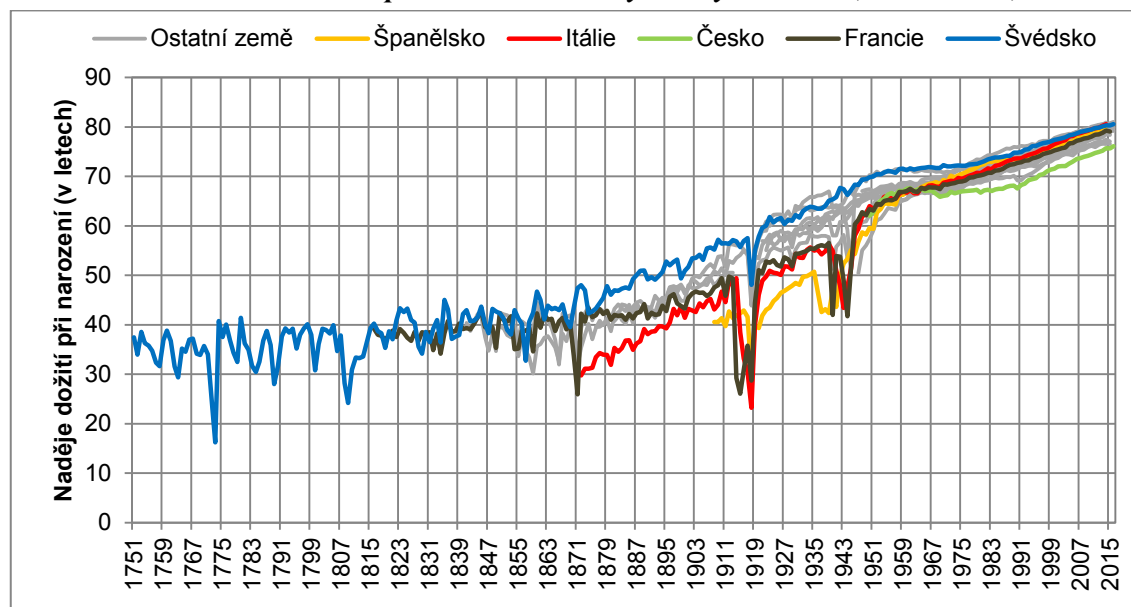
Dlouhodobě vyšší naději dožití při narození pro ženy než pro muže lze pozorovat na datech pro Švédsko již od počátku analyzovaného období – roku 1751. Vzhledem k dlouhé časové řadě lze považovat Švédsko i za ilustrativní příklad vyspělé země z pohledu vývoje intenzity úmrtnosti. Až do začátku 19. století střední délka života při narození oscilovala u mužů mezi 30 a 40 lety a u žen zhruba mezi 33 a 43 lety. Pozvolný nárůst se stále přítomnou významnou meziroční variabilitou lze sledovat od počátku 19. století zhruba do 70. let 19. století, kdy dosáhla naděje dožití při narození 43 let pro muže a 45 let pro ženy. Do té doby lze vidět v datech dva významné výkyvy, kdy v roce 1773 kvůli hladomoru činila naděje dožití při narození pouze zhruba 17 let pro obě pohlaví a v roce 1809 zapříčinil hladomor (Dribe, 2015) pokles ukazatele na 24 let u mužů a 28 let pro ženy.

Krátkodobě naději dožití při narození vedle samotných hladomorů ovlivňovaly války a jejich důsledky. V grafech níže je vidět propad ukazatele ve Francii v roce 1871 vlivem prusko-francouzské války, okolo roku 1918 je patrný vliv první světové války a pandemie španělské chřipky a nakonec i druhá světová válka a jí předcházející občanská válka ve Španělsku. Z dat je i patrný rozdíl dopadů druhé světové války na vojenské (mužské) a civilní

¹⁰ Německo bylo navíc rozděleno na bývalé západní a východní Německo.

(smíšené) obyvatelstvo. Zatímco např. v Itálii byla naděje dožití při narození pro muže 55 let ještě v roce 1940, v roce 1943 se propadl ukazatel na pouhých 43 let, u žen se ukazatel snížil z 59 let na 56 let v roce 1943.

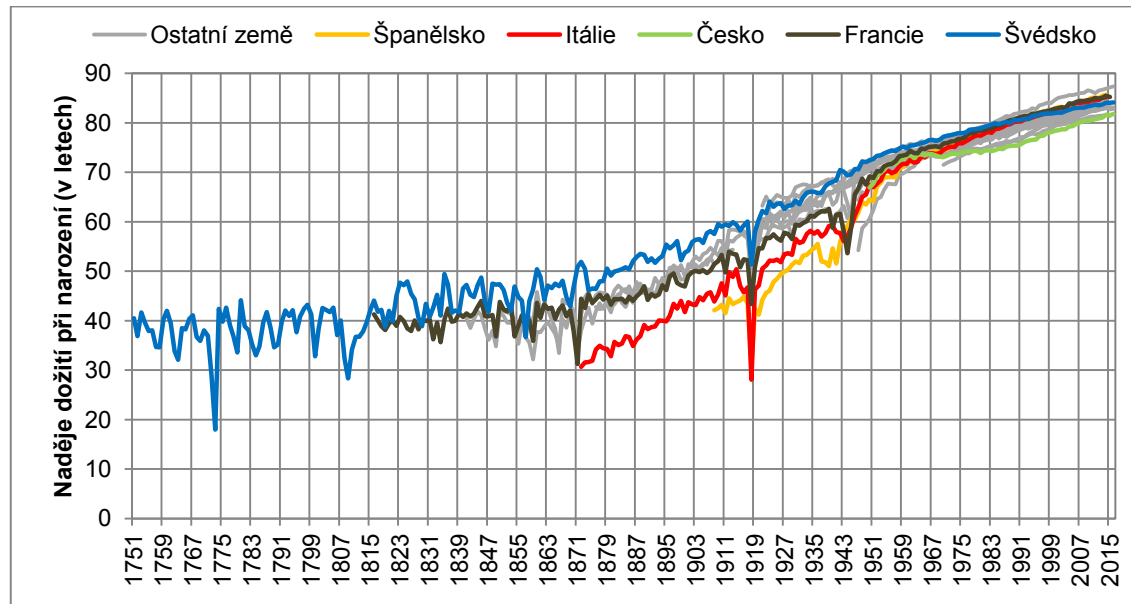
Obr. 2 – Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 3 – Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

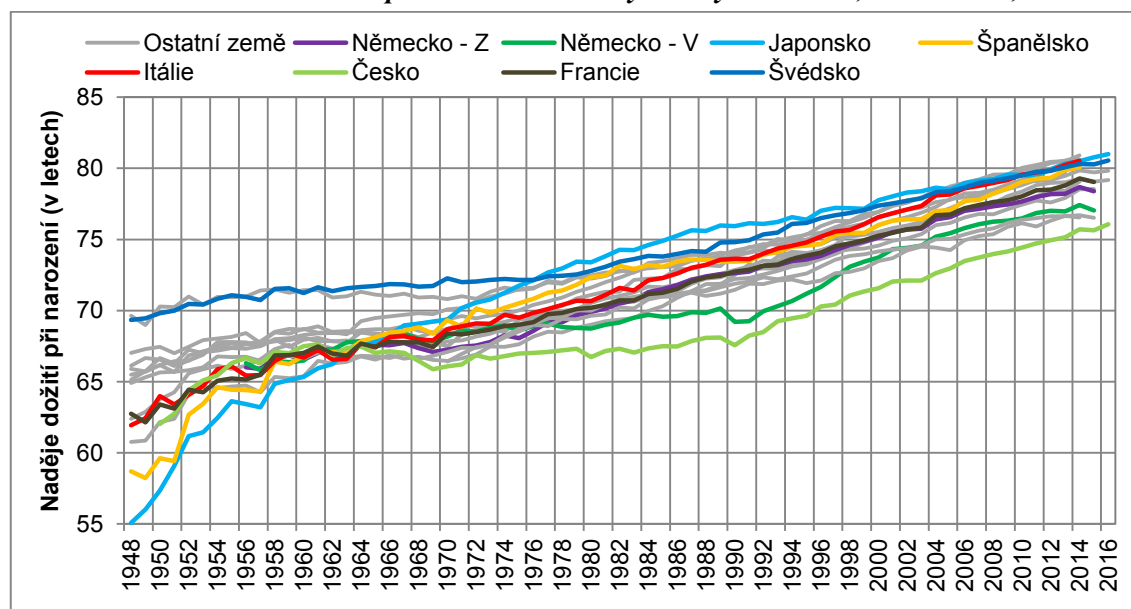
Zatímco v současnosti se naděje dožití při narození v analyzovaných vyspělých zemích liší nanejvýše o pět let, historicky panovala mezi těmito státy mnohem větší variabilita. Zatímco ve Švédsku došlo k započetí stabilního růstu naděje dožití při narození, vyjma období světových válek, již během prusko-francouzské války (1870–1871), ve Francii, Belgii a Nizozemsku k tomu došlo až se zpožděním, a tak vznikl mezi zeměmi zhruba pětiletý rozdíl v hodnotě

ukazatele. Výraznější odlišnost však vykazovala Itálie, pro niž jsou data dostupná od roku 1872. V tomto roce převyšovala naděje dožití při narození mužů ve Švédsku hodnotu ukazatele pro italské muže o 18 let, v případě žen dokonce o 20 let. Nicméně v současnosti je střední délka života při narození v Itálii stejná, ne-li mírně vyšší než ve Švédsku.

Období třetí fáze epidemiologického přechodu charakteristické prodlužováním naděje dožití při narození a nástupem kardiovaskulárních chorob, které se postupně staly nejčastější příčinou úmrtí, lze v případě západní Evropy označit i jako fázi konvergence. Zlepšování hygieny, zvyšování životní úrovně, sdílení vědeckých pokroků a s tím i zvyšování kvality zdravotní péče umožnilo, že rozdíl v naději dožití při narození ve vyspělých zemích (resp. analyzovaných) se postupně snižoval. Krátce po druhé světové válce byl 12–13 let, z důvodu nižších hodnot v Japonsku, ale již v roce 1956 po snížení intenzity úmrtnosti v Japonsku činilo variační rozpětí zkoumaného souboru pouze 7,6 let u mužů a 6,8 let u žen.

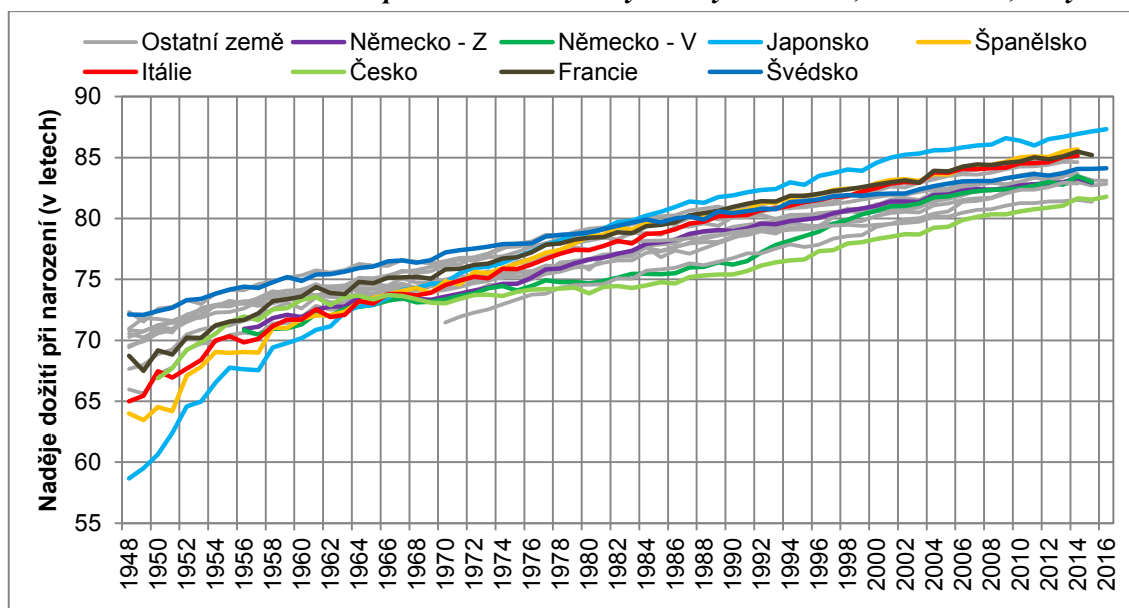
Výraznější nárůst střední délky života při narození se týkal zejména států s nejnižší nadějí dožití při narození. Období konvergence lze v analyzovaném souboru zemí sledovat do šedesátých let. V roce 1960 činilo variační rozpětí ukazatele u mužů 6,1 roku a u žen 5,1 let. Zatímco v případě žen lze sledovat poměrně stabilní tempo růstu naděje dožití při narození od 60. let, v případě mužů průměrná délka života ve většině analyzovaných zemí v témže období stagnovala či rostla výrazně pomaleji než u žen. Opětovný nárůst tempa lze sledovat u mužů v souvislosti s kardiovaskulární revolucí od 70. let. Kardiovaskulární revoluce se však dostala do (post)komunistických zemí později. Zatímco mezi vyspělými zeměmi Západu se variační rozpětí výrazně neměnilo, rozdíl mezi Západem a východním Německem a Českem až do počátku 90. let narůstal. Právě opožděná kardiovaskulární revoluce je důvodem přibližování méně vyspělých zemí těm nejvyspělejším v očekávané délce života po roce 1990.

Obr. 4 – Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1948–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

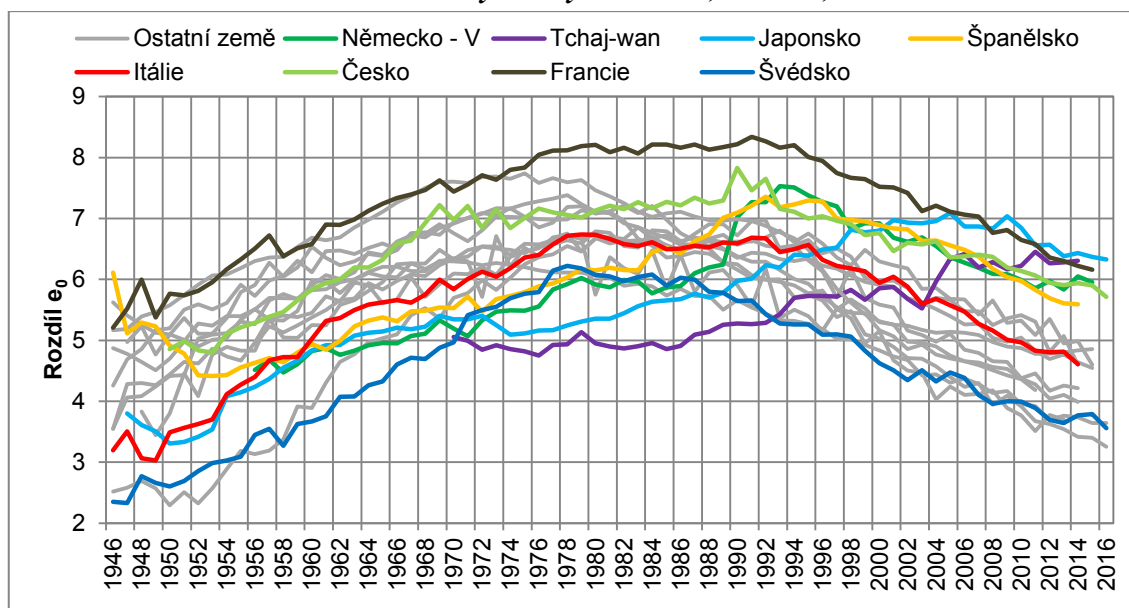
Obr. 5 – Střední délka života při narození v analyzovaných zemích, 1948–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vedle samotné střední délky života při narození lze sledovat vývoj rozdílu ukazatelů mezi ženami a muži, který lze obecně od padesátých let ve vyspělých státech nastínit konkávní křivkou – kdy v závislosti na projevení začátku kardiovaskulární revoluce mužská nadúmrtnost rostla do 70. let, svého maxima dosáhla někdy v období 70./80. let (výjimečně okolo roku 1990) a od 90. let se mužská nadúmrtnost snižovala. V analyzovaném vzorku dat však dva státy vykazují zcela odlišný trend. Jediné dvě asijské země – Japonsko a Tchaj-wan – vykazovaly dle dostupných dat v podstatě po celé období druhé poloviny 20. století rostoucí či stagnující mužskou nadúmrtnost. Ke konvergenci v očekávané délce života mužů a žen dochází v Japonsku teprve od roku 2009, na Tchaj-wanu je od roku 2005 relativně stabilní mužská nadúmrtnost po celé období (podrobněji viz Obr. 6).

Od roku 1950 mediánový rozdíl v naději dožití při narození mezi ženami a muži rostl z hodnoty 4,7 let až na 6,5 let v 80. letech a poté opět klesal na počátečních 4,7 roku do současnosti. Dlouhodobě největší rozdíl ve srovnávaných zemích panuje ve Francii a nejmenší naopak ve Švédsku. Zajímavá je proměna diferenciací naděje dožití při narození mezi ženami a muži v Japonsku, která byla na počátku 50. let jedna z nejmenších (3,3 roku), kvůli konstantnímu nárůstu se však tato diferenciací dostala na jednu z nejvyšších mezi sledovanými zeměmi – od roku 2005 se pohybuje na úrovni Francie. V roce 2016 byla v Japonsku očekávaná délka života ženy o 6,3 roku delší pro ženu než pro muže. Vůbec největší rozdíl byl ve Francii v roce 1991, a to 8,3 roku.

Obr. 6 – Mužská nadúmrtnost v analyzovaných zemích, v letech, 1946–2016

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu znázorněn rozdíl ukazatele e_0 mezi ženami a muži.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj naděje dožití při narození v Japonsku po druhé světové válce je jedním z nejdynamičtějších vůbec. V Japonsku rostla zejména očekávaná délka života žen, která se mezi srovnávanými zeměmi stala nejvyšší již v roce 1982 s hodnotou 79,8 let. Přitom ještě v roce 1950 činila střední délka života žen při narození pouze 61 let. V roce 2016 se jednalo dokonce o 87,3 let. O zhruba 1–1,5 let tak v současnosti převyšuje druhé nejvyšší hodnoty ve Španělsku a Francii. Japonsko dosáhlo zvýšení naděje dožití při narození od roku 1950 o 26,7 let pro ženy a o 23,7 let pro muže, což mezi porovnávanými státy nemá obdoby. Za poslední půlstoletí se tak stalo státem s nejvyšší střední délkou života při narození. Pokud by Japonsko bylo modelovým příkladem země, jejíž trend budou postupně následovat i další státy, pak se rezervy v prodlužování průměrného věku při úmrtí nachází zejména u žen. Tomu ostatně nasvědčuje i větší diferenciaci mezi ženami a muži ve státech s nejvyšší nadějí dožití při narození (např. Španělsko). Naopak např. Švédsko s jedním z nejnižších rozdílů mezi pohlavími v současnosti, má vysokou naději dožití při narození u mužů (80,6 let), u žen je hodnota ukazatele spíše průměrná (84,1 let).

3.1.1 Naděje dožití ve vybraných věcích

Po pomalém nárůstu či stagnaci střední délky života při narození v 60. a 70. letech 20. století akcelerovala prodlužování délky života kardiovaskulární revoluce. V současnosti je maximální průměrná délka života mužů okolo 81 let a u žen okolo 87 let. Podrobnější pohled na střední délku života a případnou budoucí očekávanou průměrnou délku života by měla poskytnout analýza naděje dožití i v jiných věcích než pouze při narození.

Na následujících tabulkách¹¹ (viz Tab. 3 a Tab. 4) je vidět, jak se v analyzovaných státech vyvíjela naděje dožití při narození a v přesném věku 65 let po první a druhé světové válce. Tempo růstu hodnoty ukazatele e_0 bylo vyšší než tempo růstu v případě ukazatele e_{65} . Nejrychleji rostly hodnoty ukazatelů střední délky života v nižších věcích, prodlužování očekávané délky života ve vyšších věcích mělo nižší přírůstky.

Zatímco střední délka života při narození se od roku 1950 prodloužila v analyzovaném souboru o zhruba 13,5 roku pro muže a 13,6 roku pro ženy, u ukazatele e_{65} se jednalo o prodloužení očekávaného věku pouze o 5,7 roku pro muže a pro ženy o 7,1 roku. Dynamičtější nárůst však nastal až v souvislosti s nástupem kardiovaskulární revoluce, tedy obecně po roce 1970. Do té doby bylo hlavním katalyzátorem prodlužování celkové naděje dožití snižování kojenecké úmrtnosti a celkově pokles intenzity úmrtnosti před dosažením věku 65 let. V případě Švédska, za které je k dispozici nejdelší časová řada, trvalo zhruba 100 let, než došlo u mužů ke zvýšení střední délky života ve věku 65 let z 10 na 14 let (v 70. letech 20. století). Prodloužení o další čtyři roky života však následně trvalo pouze 30 let.

Tab. 3 – Naděje dožití při narození ve vybraných letech a její změna od roku 1950 do 2011, vybrané země, muži, ženy

	Muži					Ženy				
	1922	1950	1970	2011	Rozdíl 2011-1950	1922	1950	1970	2011	Rozdíl 2011-1950
Austrálie	60,9	66,6	67,5	80,0	13,5	65,1	71,8	74,2	84,3	12,5
Belgie	53,3	63,8	67,8	77,7	14,0	56,7	68,9	74,2	82,8	14,0
Česko	.	62,0	66,1	74,7	12,7	.	66,9	73,0	80,8	13,9
Francie	52,8	63,4	68,4	78,4	15,0	56,7	69,2	75,8	85,0	15,9
Itálie	49,7	64,0	68,7	79,7	15,8	51,2	67,5	74,5	84,6	17,1
Japonsko	.	57,3	69,4	79,4	22,1	.	60,7	74,7	86,0	25,4
Kanada	56,9	66,2	69,4	79,5	13,4	58,9	70,6	76,3	83,7	13,2
Německo - V	.	.	68,2	76,8	.	.	.	73,4	82,7	.
Německo - Z	.	.	67,2	78,0	.	.	.	73,6	82,8	.
Nizozemsko	59,0	70,3	70,8	79,2	8,9	60,4	72,6	76,5	82,8	10,3
Nový Zéland	.	67,4	68,1	79,1	11,6	.	71,2	74,5	82,6	11,3
Rakousko	.	62,2	66,4	78,0	15,9	.	67,2	73,4	83,3	16,1
Spojené království	55,0	66,2	68,7	78,8	12,6	58,8	70,9	75,0	82,7	11,9
Španělsko	43,0	59,6	69,3	79,3	19,7	45,6	64,5	74,9	85,1	20,6
Švédsko	60,0	69,8	72,3	79,8	9,9	61,7	72,4	77,2	83,6	11,2
Švýcarsko	57,2	66,7	70,1	80,2	13,6	59,5	71,1	76,2	84,7	13,6
Tchaj-wan	.	.	66,4	75,9	.	.	.	71,5	82,4	.
USA	.	65,6	67,1	76,5	10,8	.	71,2	74,7	81,3	10,0
Minimum	43,0	57,3	66,1	74,7	8,9	45,6	60,7	71,5	80,8	10,0
Medián	56,0	65,6	68,3	78,9	13,5	58,8	70,6	74,6	83,1	13,6
Maximum	60,9	70,3	72,3	80,2	22,1	65,1	72,6	77,2	86,0	25,4

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

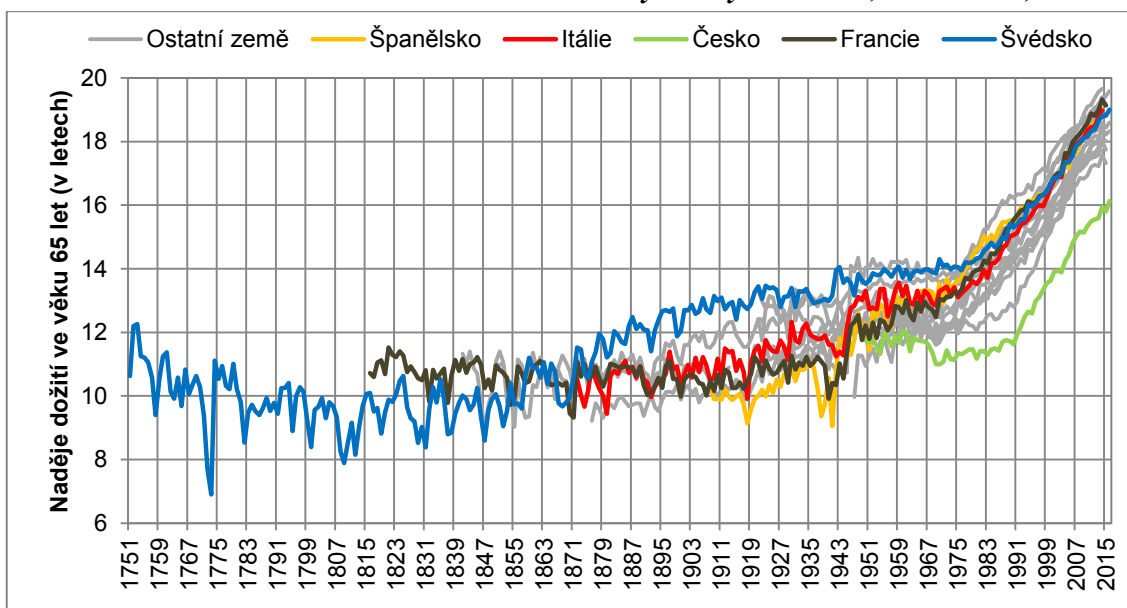
¹¹ Vzhledem k úplné dostupnosti dat za všechny sledované země pouze do roku 2011 je pro účely porovnatelnosti v této práci vývoj uváděn v tabulkách do roku 2011.

Tab. 4 – Naděje dožití v přesném věku 65 let ve vybraných letech a její změna od roku 1950 do 2011, vybrané země, muži, ženy

	Muži					Ženy				
	1922	1950	1970	2011	Rozdíl 2011- 1950	1922	1950	1970	2011	Rozdíl 2011- 1950
Austrálie	12,4	12,2	12,0	19,2	6,9	14,0	14,8	15,7	22,0	7,3
Belgie	11,1	12,4	12,2	17,7	5,3	11,9	14,0	15,3	21,1	7,1
Česko	.	11,8	11,0	15,5	3,7	.	13,3	14,2	18,9	5,6
Francie	10,6	12,2	13,1	18,9	6,7	12,0	14,6	16,8	23,0	8,4
Itálie	11,1	13,3	13,3	18,5	5,2	11,3	14,3	16,0	21,9	7,6
Japonsko	.	10,9	12,5	18,7	7,8	.	13,0	15,4	23,8	10,8
Kanada	13,0	13,3	13,8	19,0	5,7	13,6	15,0	17,5	21,8	6,9
Německo - V	.	.	11,9	17,2	.	.	.	14,4	20,6	.
Německo - Z	.	.	11,9	17,6	.	.	.	15,0	20,8	.
Nizozemsko	11,7	14,0	13,6	17,9	3,8	12,1	14,6	16,5	20,9	6,3
Nový Zéland	.	12,8	12,5	18,6	5,8	.	15,0	16,0	20,8	5,8
Rakousko	.	12,1	11,7	17,8	5,7	.	13,8	14,9	21,2	7,4
Spojené království	11,0	11,9	12,1	18,3	6,4	12,4	14,3	16,0	20,9	6,6
Španělsko	10,2	12,3	13,5	18,5	6,3	11,4	14,3	16,1	22,5	8,2
Švédsko	13,1	13,5	14,3	18,3	4,8	13,3	14,3	16,9	21,1	6,8
Švýcarsko	10,4	12,6	13,3	18,9	6,3	11,1	14,3	16,2	22,2	7,9
Tchaj-wan	.	.	11,7	17,5	.	.	.	14,2	20,6	.
USA	.	12,8	13,1	18,1	5,3	.	15,1	16,9	20,6	5,5
Minimum	10,2	10,9	11,0	15,5	3,7	11,1	13,0	14,2	18,9	5,5
Medián	11,1	12,4	12,5	18,3	5,7	12,1	14,3	16,0	21,1	7,1
Maximum	13,1	14,0	14,3	19,2	7,8	14,0	15,1	17,5	23,8	10,8

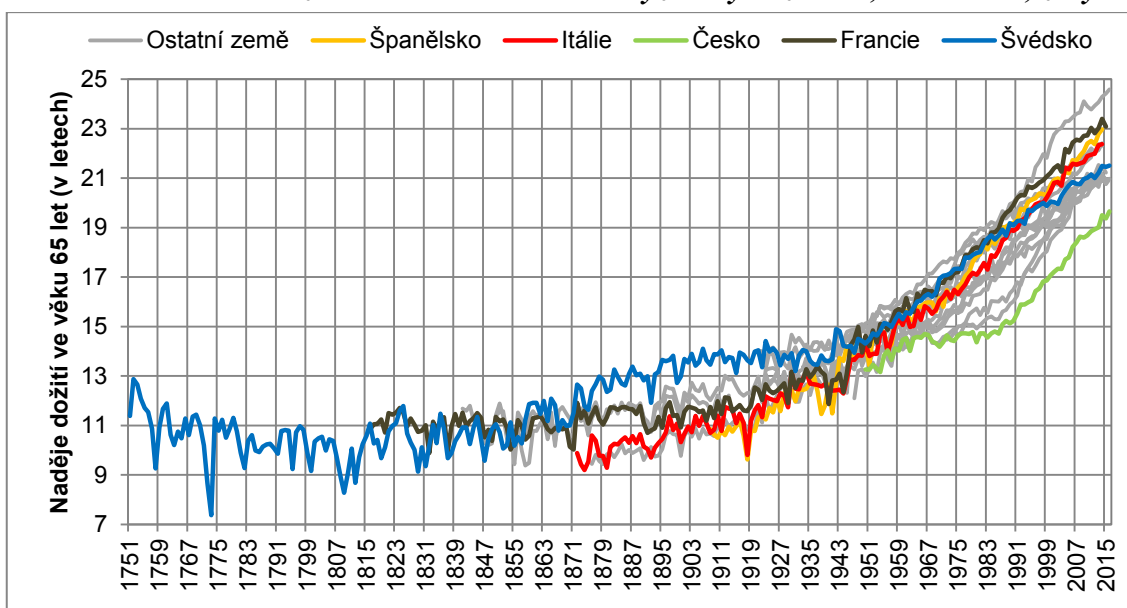
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Kompletní časovou řadu e_{65} pro Švédsko a další analyzované země lze vidět na grafech níže (viz Obr. 7 a Obr. 8). Ve Švédsku klesala střední délka života ve věku 65 let zhruba od počátku sledovaného období (rok 1751) až do hladomoru v roce 1809, kdy byla očekávaná délka života 65letých 8 let, což představovalo o 2–4 let méně než v období zhruba do roku 1780. Střední délka života ve věku 65 let ve Švédsku pak dále oscilovala v rozmezí 8–10 let pro muže a 9 až 11 let pro ženy zhruba do roku 1860. Od toho roku postupně rostla pozvolným tempem až do druhé světové války. Na rozdíl od naděje dožití při narození nebyla střední délka života ve věku 65 let tak výrazně ovlivněna válkami – výraznější vliv lze pozorovat např. ve Španělsku, kde druhé světové válce předcházela občanská válka.

Obr. 7 – Střední délka života ve věku 65 let v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 8 – Střední délka života ve věku 65 let v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

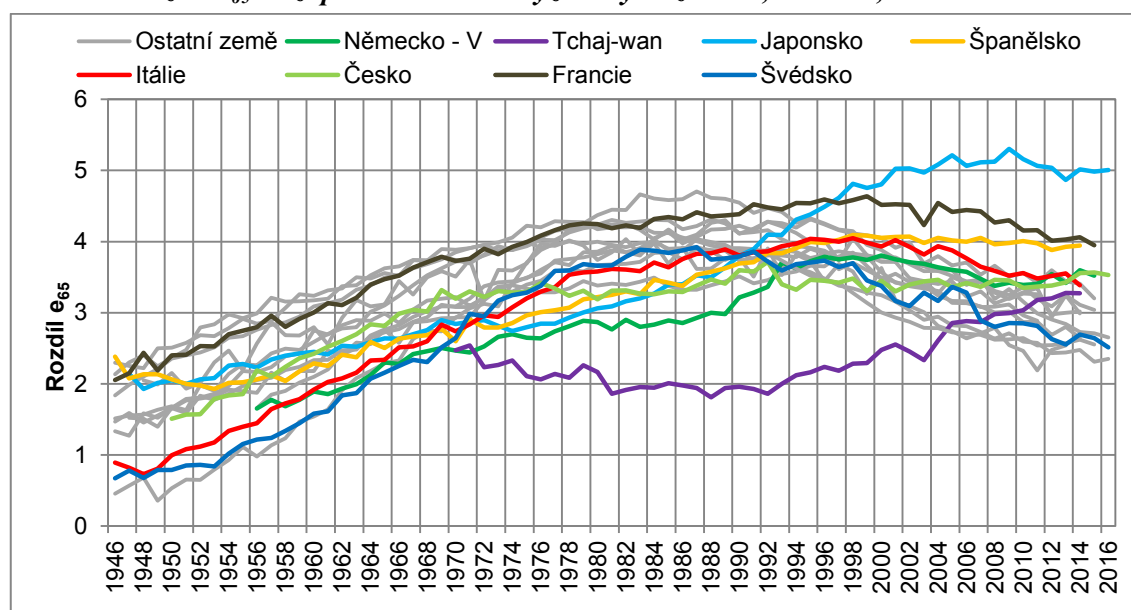
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Stejně jako u naděje dožití při narození lze pozorovat diferenci ve vývoji e_{65} po druhé světové válce dle pohlaví. V analyzovaných zemích v 50. a 60. letech 20. století střední délka života mužů ve věku 65 let stagnovala či jen velmi mírně rostla. Naproti tomu střední délka života žen ve věku 65 let se prodlužovala a tím se i zvyšoval rozdíl mezi pohlavími. Ve vyspělých zemích došlo opět k výraznějšímu prodlužování očekávané průměrné délky života 65letých mužů v 70., případně 80. letech (v postkomunistických státech až v 90. letech). Do této fáze lze považovat vývoj rozdílu mezi ženami a muži za obdobný jako u ukazatele e_0 . Jenže zatímco v případě naděje dožití při narození je v současnosti o zhruba pět let vyšší u žen než

u mužů, tedy obdobně jako v 50. letech, u ukazatele e_{65} vzrostla diference mezi pohlavími ze dvou na tři roky. Dlouhodobě dochází spíše k divergenci mezi pohlavími ve vyšším věku v oblasti střední délky života.

Při detailnějším pohledu, jak se liší naděje dožití ve věku 65 let mezi pohlavími v jednotlivých zemích, je patrný obdobný trend jako v případě e_0 (viz Obr. 6 a Obr. 9) s tím rozdílem, že hodnoty se po svém maximu v 80. letech, nenavrátili na úroveň z počátku 50. let, nýbrž zůstaly o zhruba rok vyšší. V případě některých států (např. Francie) ani k žádnému výraznému poklesu nedošlo. V současnosti je ukazatel e_{65} pro ženy v analyzovaném souboru o 3,2 roku vyšší, než u mužů. Nejvyššího věku se dožívají japonské ženy, a to v průměru dalších 24 let po dosažení věku 65 let, zároveň by se v průměru měly dožít o 5 let více než muži. Stejně jako u ukazatele e_0 i u ukazatele e_{65} bylo po roce 1950 tempo prodlužování průměrné délky života žen v Japonsku intenzivnější než u mužů, v případě Tchaj-wanu lze též hovořit o rychlejším tempu, případně obdobném. Diference mezi ženami a muži u ukazatele e_{65} je dle analyzovaných dat v posledních letech historicky vůbec nejvyšší v Japonsku mezi všemi porovnávanými zeměmi a obdobími.

Obr. 9 – Rozdíl e_{65} mezi pohlavími v analyzovaných zemích, v letech, 1946–2016

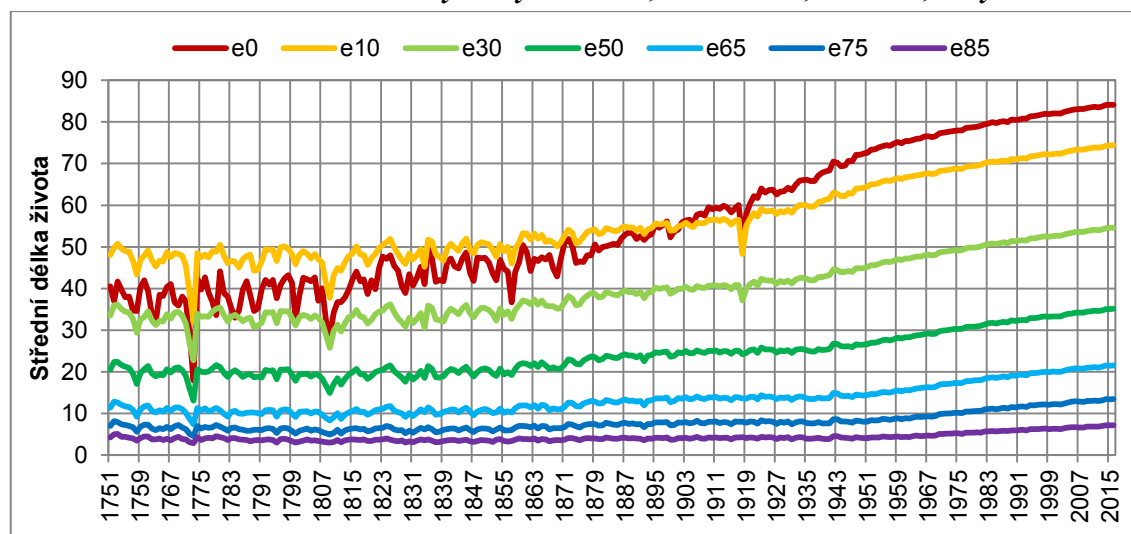


Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu znázorněn rozdíl ukazatele e_{65} mezi ženami a muži.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.1.1.1 Naděje dožití ve vybraných věcích na příkladu žen ve Švédsku a Japonsku

K největšímu prodlužování střední délky života dochází dlouhodobě u tohoto ukazatele při narození. Snižování pravděpodobnosti úmrtí v jakémkoliv věku se projeví na zvýšení naděje dožití při narození. Pro ilustraci historického vývoje naděje dožití v různých věcích bylo vybráno Švédsko (viz Obr. 10) s daty již od roku 1751 a Japonsko (viz Obr. 11) s nejvyšší střední délkou života žen.

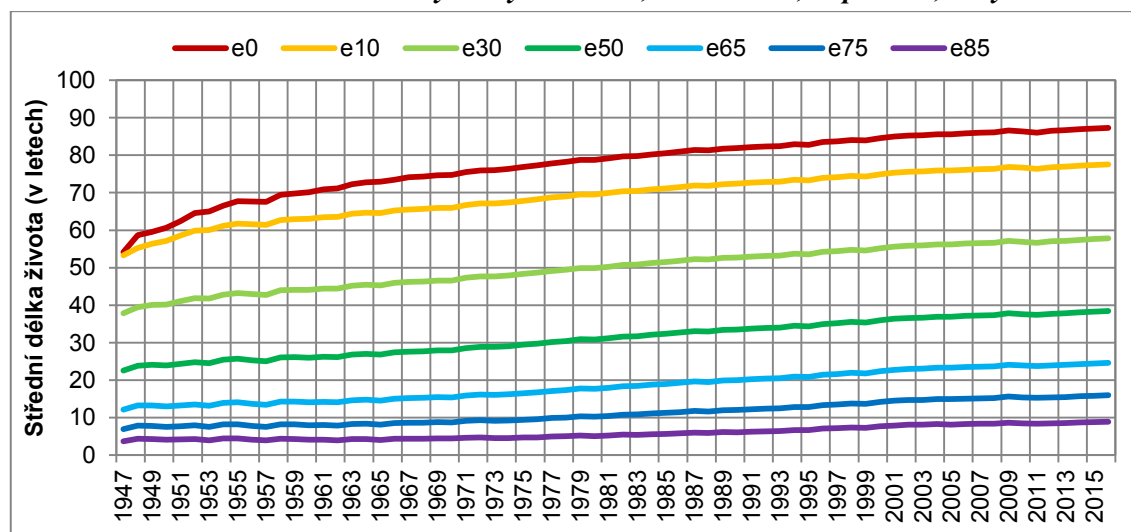
Obr. 10 – Střední délka života ve vybraných věcích, 1751–2016, Švédsko, ženy

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Na datech za Švédsko je patrné, že byla historicky vysoká nejen kojenecká úmrtnost, ale i intenzita úmrtnosti v nejnižších věcích. Jak pro muže, tak pro ženy byla ve Švédsku průměrná očekávaná délka života při narození nižší než v přesném věku 10 let až do přelomu 19. a 20. století. Od té doby naděje dožití při narození výrazně rostla, až se jak ve Švédsku, tak v Japonsku vzdálila od střední délky života v přesném věku 10 let téměř na 10 let – do deseti let věku tedy v současnosti v nejvyspělejších státech (z pohledu kojenecké úmrtnosti) dochází k minimu úmrtí.

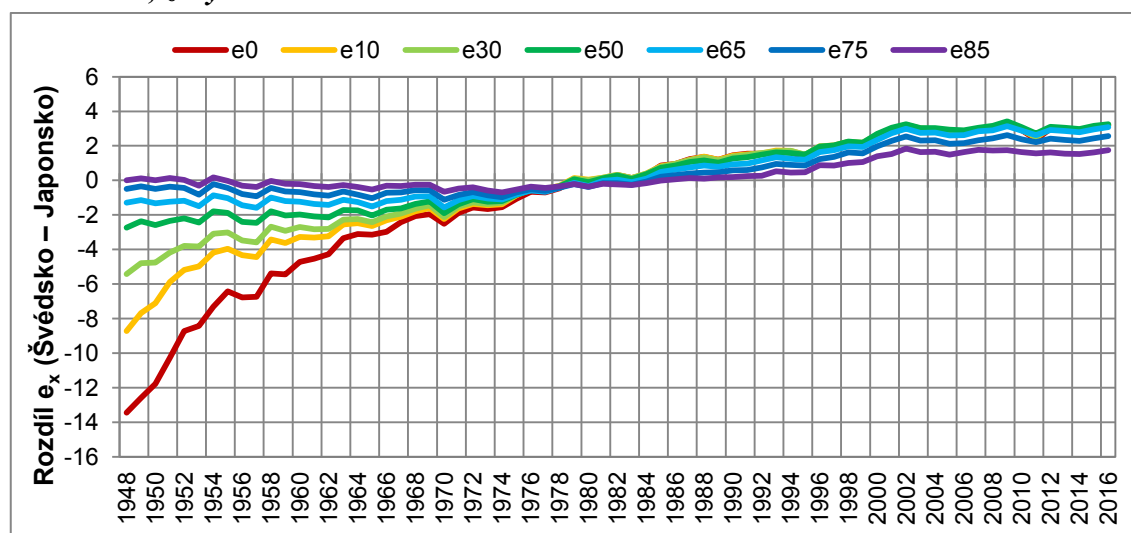
V rámci srovnání růstu naděje dožití dle věku byla zvolena střední délka života postupně od e_0 až po e_{85} k pokrytí očekávané délky života v různých věkových skupinách. Na datech pro Švédsko lze pozorovat dlouho téměř neměnnou očekávanou průměrnou délku života ve vysokém věku (viz e_{85}). Ukazatel e_{85} se pro Švédsko v podstatě po celé období od roku 1751 do roku 1954 pohyboval okolo 4 let života. Teprve následně začal růst, a to na současných 7,1 let. Dlouhá časová řada za Švédsko ukazuje, že v těch nejvyšších věcích docházelo k prodlužování očekávané zbývající průměrné délky života jen minimálně až vůbec. Snižování pravděpodobnosti úmrtí ve vyšších věcích a s tím i prodlužování délky života nastalo výrazněji teprve ve druhé polovině 20. století.

Data za Japonsko od roku 1947 znázorněná na Obr. 11 nejlépe dokreslují intenzivní nárůst střední délky života ve všech věcích, přičemž absolutní přírůstky jednotlivých ukazatelů e_x jsou u nižších věků vyšší než u vyšších. Zatímco e_0 pro Japonsko od roku 1947 do roku 2016 vzrostla o 33,1 let, u ukazatele e_{30} se jednalo o 19,9 let. Jelikož průměrný roční přírůstek naděje dožití byl vyšší u nižších věků než u vyšších, rozdíly mezi středními délkami života se mezi jednotlivými ukazateli zvětšily. To je důsledkem snížení intenzity úmrtnosti napříč věky.

Obr. 11– Střední délka života ve vybraných věcích, 1947–2016, Japonsko, ženy

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj střední délky života není ve všech zemích identický. Střední délky života si jsou při mezinárodním srovnání nejbližší ve vyšších věcích. Na Obr. 12 je možno vidět srovnání rozdílů naděje dožití mezi Japonkami a Švédkami. V Japonsku byla naděje dožití při narození, ale i např. v přesném věku 30 let výrazně nižší než ve Švédsku v 50. letech 20. století, avšak hodnoty e_{85} či e_{75} se mezi těmito státy téměř nelišily. Po výrazném prodloužení střední délky života v Japonsku, které předstihlo i Švédsko, byl tedy stále nejmenší rozdíl mezi těmito státy u ukazatele e_{85} (porovnání viz Obr. 12).

Obr. 12– Rozdíl střední délky života ve vybraných věcích mezi Japonskem a Švédskem, 1948–2016, ženy

Poznámky: Rozdíl je vypočten jako střední délka života Japonky minus střední délka života Švédky.

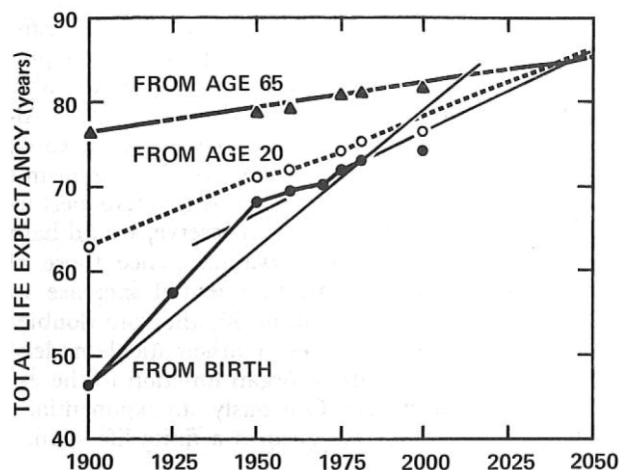
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.1.2 Odhadovaná maximální střední délka života při narození

Fries (1980) ve své práci, vycházející z dat pro USA, uváděl jako potenciální maximální průměrnou délku života 85 let. Očekával, že by jí mohlo být dosaženo někdy v první polovině 21. století. Současná naděje dožití při narození mužů v USA je 76,5 let a u žen 81,4 let.

Dosavadní vývoj střední délky života při narození v některých státech již překonal hranici 85 let a nenesl v posledních letech známky významného ochlazení tempa růstu. Jelikož komprese úmrtnosti by měla doprovázet prodlužování délky života, při dosažení maximální naděje dožití při narození by měla dosáhnout svého limitu i komprese úmrtnosti.

Obr. 13 – Trendy, limity a konvergence naděje dožití dle Frieše, 1980, USA



Zdroj: Fries, 1980

Ve své práci Fries vycházel z tehdejších temp růstu střední délky života v různých věcích (při narození, 20 let, 65 let aj.) od počátku století a za poslední desetiletí. Na základě prodloužení těchto temp odhadl průběhy extrapolovaných křivek průměrné celkové naděje dožití (obrázek z původní studie viz Obr. 13). Na základě těchto výpočtů se pohyboval odhadovaný průměrně dosažitelný věk v rozmezí 82,6 až 85,6 let (za obě pohlaví). V roce 1980 byla střední délka života při narození v USA pro muže 70,0 let a pro ženy 77,5 let. Jelikož v současnosti dosáhl ukazatel e_0 pro muže v Japonsku 81,0 let a pro ženy dokonce 87,3 roku, jeví se jeho tehdejší odhady jako konzervativní a dnes již spíše podhodnocené.

Z tohoto důvodu byla provedena aktualizace výpočtu potenciální maximální průměrné délky života. Podstatou výpočtu není dělat prognózu střední délky života při narození, nýbrž zjistit pravděpodobně dosažitelný stav na základě dosavadního vývoje střední délky života v různých věcích. Pro každou zemi a pohlaví byly vypracovány čtyři scénáře vycházející z:

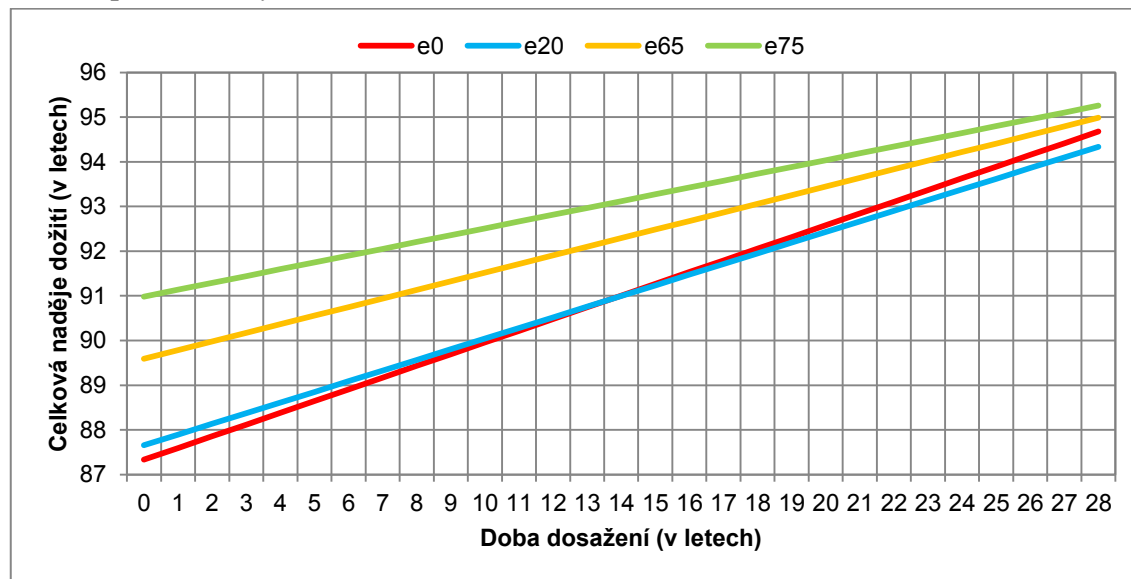
- 1) **tempa růstu naděje dožití** stanoveného dle lineární interpolace, anebo dle historického průměru a
- 2) **období**, za něž bylo tempo spočteno – od roku 1950, anebo 1971 až po poslední dostupný údaj.

Z výsledků lze mj. vyčíst, zda státy konvergují ke stejné naději dožití při narození či nikoliv. To je podstatné i pro analýzu komprese úmrtnosti, neboť dle předpokladu, že s rostoucí e_0 dochází i ke koncentraci úmrtí, by dosažení limitu e_0 znamenalo i dosažení limitů komprese úmrtnosti¹².

¹² Vztah mezi e_0 a ukazateli komprese úmrtnosti podrobněji zkoumá korelační analýza v kapitole čtyři.

Lineární časová regrese byla vhodnou funkcí¹³, která poskytla obdobné tempo růstu, jaké bylo stanoveno při výpočtu průměrného tempa růstu z historických dat. Tempo růstu bylo vyjádřeno jako absolutní roční přírůstek naděje dožití. Na rozdíl od Friese (resp. vyobrazení na Obr. 13) byly pro výpočet zvoleny nejen ukazatele e_0 , e_{20} a e_{65} , nýbrž i vzhledem k prodlužujícímu se průměrnému věku při úmrtí ukazatel e_{75} . Na základě temp růstu u těchto ukazatelů nešlo nalézt jediný společný průsečík průměrného věku při úmrtí, a tak byl iterativními výpočty hledán věk, v kterém byl rozdíl v průměrném věku při úmrtí nejmenší.¹⁴

Obr. 14 – Možný budoucí vývoj celkové naděje dožití dle temp růstu ukazatelů e_0 , e_{20} , e_{65} a e_{75} , Japonsko, ženy



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Postupně bude muset klesnout tempo růstu naděje dožití při narození, která by při stávajícím tempu mohla relativně záhy překonat celkovou naději dožití vypočtenou z ukazatele e_{20} . Příklad možného budoucího vývoje celkové naděje dožití pro japonské ženy znázorňuje Obr. 14. Sice celková naděje dožití vypočtená z ukazatele e_{20} byla překonána ukazatelem e_0 již po 15 letech, nejmenší rozdíl v porovnání budoucího možného vývoje mezi ukazateli e_0 , e_{20} , e_{65} a e_{75} nastal až po 27 letech – tedy v bodě, kdy se rozdíl mezi křivkami e_{75} a e_{65} rovná rozdílu mezi e_0 a e_{20} . Na základě dosavadních temp růstu ukazatelů e_x od roku 1970 by mohly okolo roku 2043 ženy se v Japonsku dožívat okolo 94 let.

Podrobněji odhady pro jednotlivé země rozvádí Tab. 5. S ohledem na rozdíly v řádu jednotek let v současných nadějích dožití mezi vyspělými státy je relevantní při hledání potenciálního přirozeného maximálního průměrného věku klást důraz na Japonsko, kde se lidé obecně dožívají nejvyššího věku. Dle dosavadních temp je patrné, že věk při úmrtí se posouvá do vyšších hodnot, čímž celkové naděje dožití vypočtené z různých věků postupně konvergují –

¹³ Proložená křivka odpovídala nejlépe datům. Lineární regrese vysvětlovala v průměru 93,37 % variability (průměrný koeficient determinace) dat od roku 1950 a 97,14 % variability dat od roku 1971. Predikované hodnoty dle dat od roku 1971 byly vyšší než dle lineární regrese od roku 1950.

¹⁴ Byly porovnány rozdíly celkových nadějí dožití vypočtených z e_0 a e_{20} , resp. e_{65} a e_{75} . Takto odhadovaný limit e_0 byl kompromisem, aby celková naděje dožití vypočtená z nižšího věku nebyla výrazně vyšší než celková naděje dožití vypočtená z vyššího věku.

dochází tak ke kompresi úmrtnosti do vyšších věků. Při stávajícím snižování intenzity úmrtnosti je možné, že se muži v Japonsku v budoucnu budou v průměru dožívat okolo 89 let a ženy okolo 94 let.

Tab. 5 – Odhadovaný limit naděje dožití při narození (e_0) na základě dosavadního vývoje včetně doby nutné k jejímu dosažení (v letech), vybrané země, muži, ženy

	Muži		Ženy	
	Doba dosažení	Odhad e_0	Doba dosažení	Odhad e_0
Austrálie	28,3–35,5	88,5–89,3	29,0–35,5	91,2–91,7
Belgie	34,2–37,1	86,1–87,9	28,0–37,0	88,9–90,9
Česko	39,0–54,8	84,0–87,3	36,6–52,7	87,2–89,4
Francie	32,3–40,8	87,2–89,7	24,0–40,8	90,7–93,1
Itálie	23,7–28,6	86,3–88,3	16,6–28,0	89,4–91,2
Japonsko	19,5–45,5	87,5–90,9	14,2–40,2	91,6–95,3
Kanada	36,2–39,3	87,2–89,1	34,5–48,4	90,5–91,9
Německo - V	39,1–49,1	84,7–87,8	26,6–49,1	88,3–90,7
Německo - Z	35,7–40,1	86,5–87,9	29,7–40,1	89,3–90,3
Nizozemsko	40,1–50,7	86,6–87,9	42,0–60,7	89,9–91,5
Nový Zéland	32,3–41,3	87,8–89,2	35,6–41,3	90,5–91,9
Rakousko	29,1–35,2	86,5–89,1	23,4–34,6	88,9–90,9
Spojené království	36,4–42,8	87,7–88,7	38,4–43,9	90,0–91,0
Španělsko	20,7–36,2	86,3–88,6	13,4–32,5	89,5–91,2
Švédsko	43,2–47,7	87,8–89,3	42,4–56,6	91,3–92,4
Švýcarsko	35,3–36,7	88,5–89,7	28,0–39,5	91,0–92,6
Tchaj-wan	42,5–50,8	87,4–88,3	33,5–45,0	90,3–91,4
USA	53,5–64,4	87,5–88,8	55,4–70,9	90,5–91,2
Medián za vyspělé země	37,3–38,7	86,9–88,9	31,5–39,9	89,8–91,7

Poznámky: Odhadovaná budoucí naděje dožití při narození (e_0) je dána rozpětím na základě čtyř variant výpočtů. Doba dosažení označuje rozpětí let, za která by dle vstupních parametrů mělo být dosaženo odhadované e_0 . Do výpočtu mediánu za vyspělé státy nevstupovaly hodnoty za postkomunistické země (Česko a východní Německo).

Zdroj: vlastní výpočty

Výhled budoucí délky života zohledňující vývoj v analyzovaných vyspělých zemích udává, že během dalších 40 let by se měl medián naděje dožití při narození při současném tempu prodloužit o zhruba osm let. Reálný vývoj však bude záviset na udržení stávajícího tempa prodlužování průměrné délky života, případně i na budoucích nutných nových lékařských objevech a dalších faktorech. Nelze odhadnout, kde jsou limity stávajícího zdokonalování lékařské péče a prevence. Je teoreticky možné, že se úmrtnostní poměry ustálí a dojde ke stagnaci naděje dožití při narození, tak jako např. v některých státech v 50. a 60. letech minulého století. I tak však v současnosti většina vyspělých zemí zaostává o 1–5 let ve střední délce života při narození oproti Japonsku.

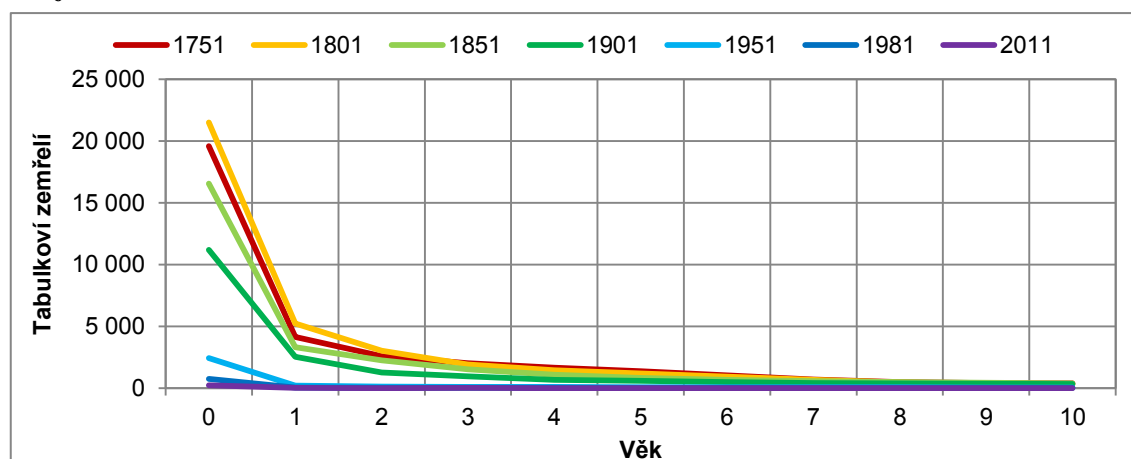
Odhadovaný limit naděje dožití při narození (viz Tab. 5) může být překonán, ovšem jen za předpokladu změn stávajících trendů – muselo by dojít ke zrychlení tempa růstu naděje dožití ve vyšších věcích, anebo ke zpomalení tempa růstu naděje dožití v nižších věcích (viz např. křivky e_0 a e_{20} na Obr. 14, kde se protínají).

3.2 Komprese úmrtnosti – počet zemřelých

Prodávování střední délky života, popsané v předchozí kapitole, je doprovázeno posouváním úmrtí do vyšších věků. Toto posunutí může zároveň způsobovat i koncentrování stejného podílu úmrtí do stále užších intervalů, čemuž se věnuje tato kapitola.

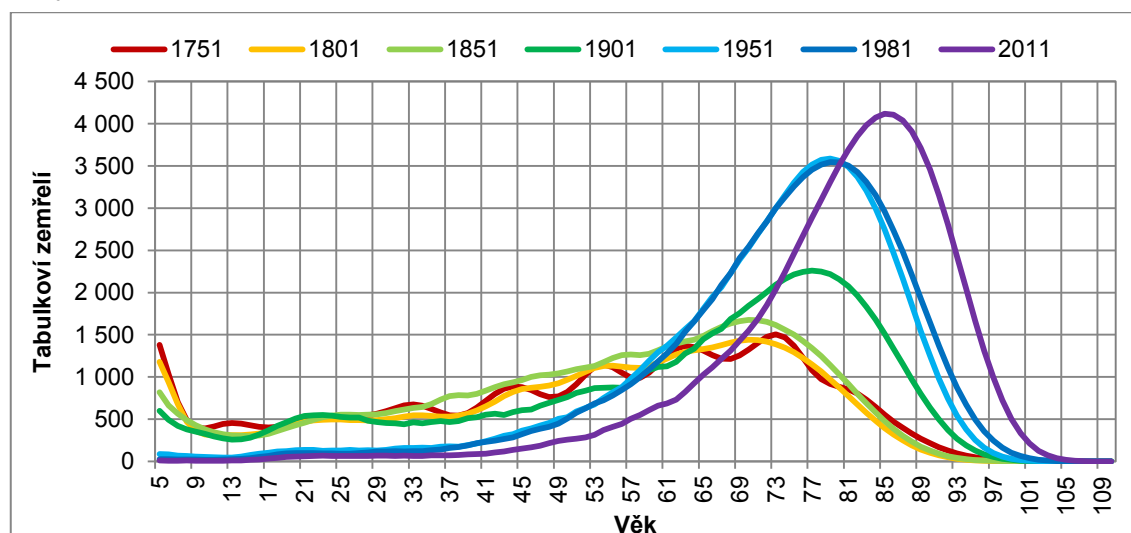
Příklad vývoje počtu tabulkových zemřelých dle věku od roku 1751 znázorňuje následující graf (pro lepší viditelnost rozdílů rozdělen na Obr. 15 a Obr. 16). Obecný průběh tabulkové funkce počtu zemřelých lze charakterizovat **vyšší kojeneckou úmrtností**, potažmo obecněji dětskou úmrtností, kvůli které bylo maximum d_x dříve v dokončeném věku 0 let, následně dochází ke snižování intenzity úmrtnosti až na **minimum zhruba v intervalu 2–15 let** života a opět růstu počtu zemřelých až na (lokální či celkové) **maximum d_x** ve vyšším věku, po kterém již následuje úbytek počtu tabulkových zemřelých.

Obr. 15 – Počet tabulkových zemřelých ve věku 0–10 let ve vybraných letech, Švédsko, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 16 – Počet tabulkových zemřelých ve věku 5–110 let ve vybraných letech, Švédsko, muži

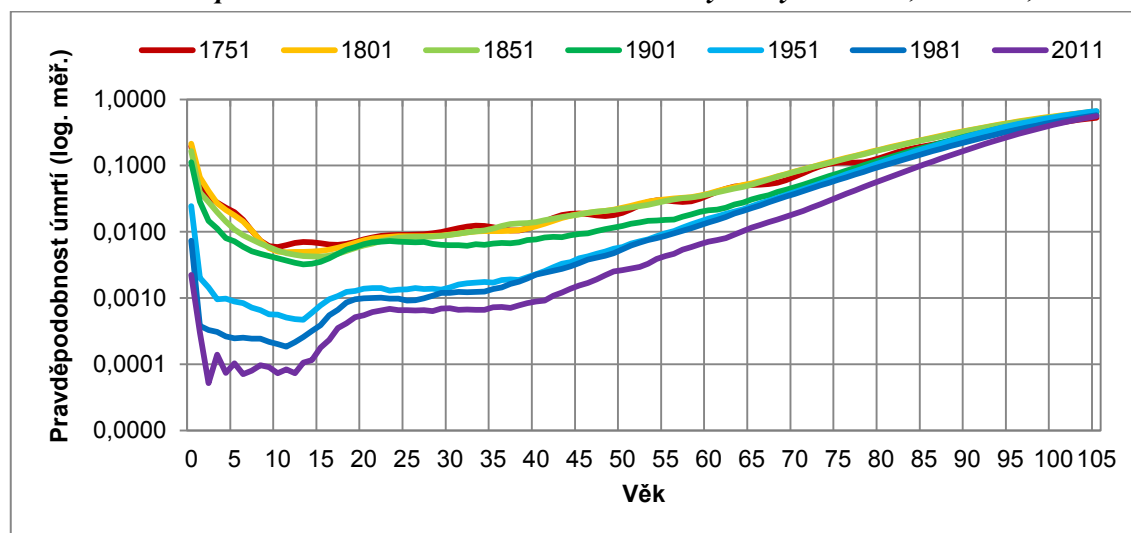


Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.1 Normální délka života

Prodlužování průměrné délky života bylo historicky způsobeno zejména výrazným snížením pravděpodobnosti úmrtí v dětském věku (viz příklad Švédska na Obr. 17) doprovázeného též snížením intenzity úmrtnosti ve středním i vyšším věku. Díky tomu se postupně snižovalo maximum počtu tabulkových zemřelých ležící v přesném věku 0–1 rok až se nakonec globální maximum d_x přesunulo do vyššího věku.

Obr. 17– Pravděpodobnost úmrtí ve věku 0–105 let ve vybraných letech, Švédsko, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Období, kdy docházelo v analyzovaných zemích k přesunu globálního maxima d_x z kojeneckého věku do vyššího věku, lze datovat do let od druhé světové války do roku 1970. V některých případech, konkrétně např. u nizozemských žen, bylo přechodné období, kdy se střídaly roky s maximem d_x v kojeneckém věku a ve vyšším věku. Většinou však k takovéto oscilaci nedocházelo a čím později došlo k přesunu maxima d_x do vyššího věku, tím pravděpodobněji byl tento přechod trvalý. Konkrétní roky tohoto trvalého přechodu jsou uvedeny v Tab. 6.

Tab. 6 – Rok přesunu maxima tabulkové funkce d_x z kojeneckého do vyššího věku, vybrané země, muži, ženy

Země	Muži	Ženy	Země	Muži	Ženy
Austrálie	1949	1943	Nizozemsko	1948	1946
Belgie	1962	1954	Nový Zéland	1952	<1948*
Česko	1956	1953	Rakousko	1967	1958
Francie	1960	1953	Spojené království	1953	1948
Itálie	1971	1960	Španělsko	1970	1962
Japonsko	1961	1958	Švédsko	1946	1939
Kanada	1963	1953	Švýcarsko	1954	1947
Německo - V	1964	1958	Tchaj-wan	<1970*	<1970*
Německo - Z	1963	<1956*	USA	1965	1946

Poznámky: *Pro tyto státy a pohlaví je evidováno maximum d_x na počátku časové řady. Dostupnosti dat viz str. 24.

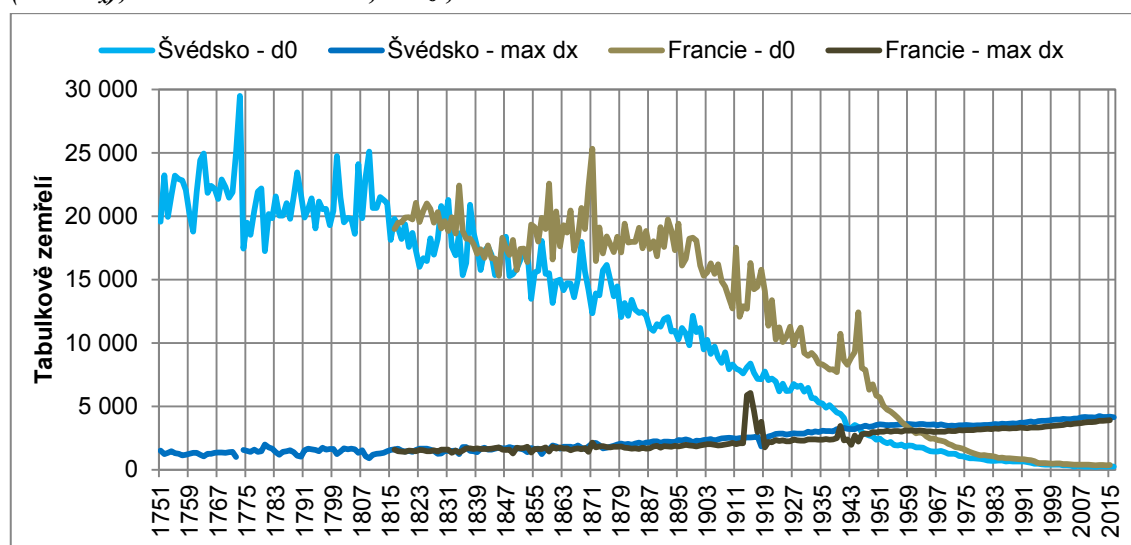
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Z analyzovaného vzorku dat k tomuto přechodu došlo nejdříve (v roce 1939) u švédských žen, které historicky vykazovaly vysokou naději dožití při narození. Dalšími v pořadí byly australské ženy v roce 1943. V případě mužů nastala tato situace nejdříve ve Švédsku, v roce 1946, následovaného Nizozemskem v roce 1948. U žen nastal přesun maxima tabulkové funkce d_x do vyššího věku v průměru o 7,4 roku dříve než u mužů. Největší rozdíl mezi pohlavími byl v USA, kde k této situaci došlo u žen již v roce 1946, avšak muži z tabulkové populace umírali nejčastěji v kojeneckém věku až do roku 1964 (rozdíl mezi pohlavími byl tedy 19 let).

S ohledem na současnost má největší význam analyzovat období po roce 1970, kdy již u žádné ze zemí není maximum d_x v kojeneckém věku a zároveň již začíná probíhat – s různým zpožděním – kardiovaskulární revoluce. Jak vypadal vývoj hodnoty maxima d_x ve vyšším věku, lze vidět na příkladu Švédska a Francie s nejdelšími časovými řadami (viz Obr. 18).

Obr. 18 znázorňuje výrazně vyšší počet tabulkových zemřelých v kojeneckém věku než v jakémkoliv vyšším věku až do roku 1946 pro švédské muže a do roku 1960 pro francouzské muže. V souladu s průběhem tabulkové funkce zemřelých (viz Obr. 15) je právě modální věk ve vyšším věku důležitým ukazatelem pro další analýzu komprese úmrtnosti. Naopak počet tabulkových zemřelých v dokončeném věku nula let, který v případě švédských mužů dle dat za 18. stol. 15krát převyšoval maxima d_x ve vyšším věku a v 19. století 10krát., značí významný vliv na ostatní ukazatele délky života a komprese úmrtnosti.

Obr. 18 – Tabulkoví zemřelí v dokončeném věku 0 (d_0) a maximum d_x ve věku 11+ let ($\max d_x$), Švédsko a Francie, muži, 1751–2016



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Výrazný pokles pravděpodobnosti úmrtí v kojeneckém věku nastával dle země v 19. století či na počátku 20. století. V roce 1908 byla dle dat¹⁵ průměrná pravděpodobnost úmrtí v kojeneckém věku pro muže 14,5% a pro ženy 12,4 %, přičemž k roku 2014 se jedná o pravděpodobnost 0,35 % pro muže a 0,28 % pro ženy. Po celé sledované období byla vyšší pravděpodobnost úmrtí v kojeneckém věku pro muže než pro ženy.

Historicky byl dle dostupných dat průměrný absolutní pokles d_0 každoročně vyšší než nárůst počtu zemřelých v maximu d_x ve vyšším věku. Dle dat za švédské muže došlo ke zpomalení

¹⁵ Údaje pro Švédsko, Francie, Belgie, Nizozemsko, Itálie, Švýcarsko, Španělsko.

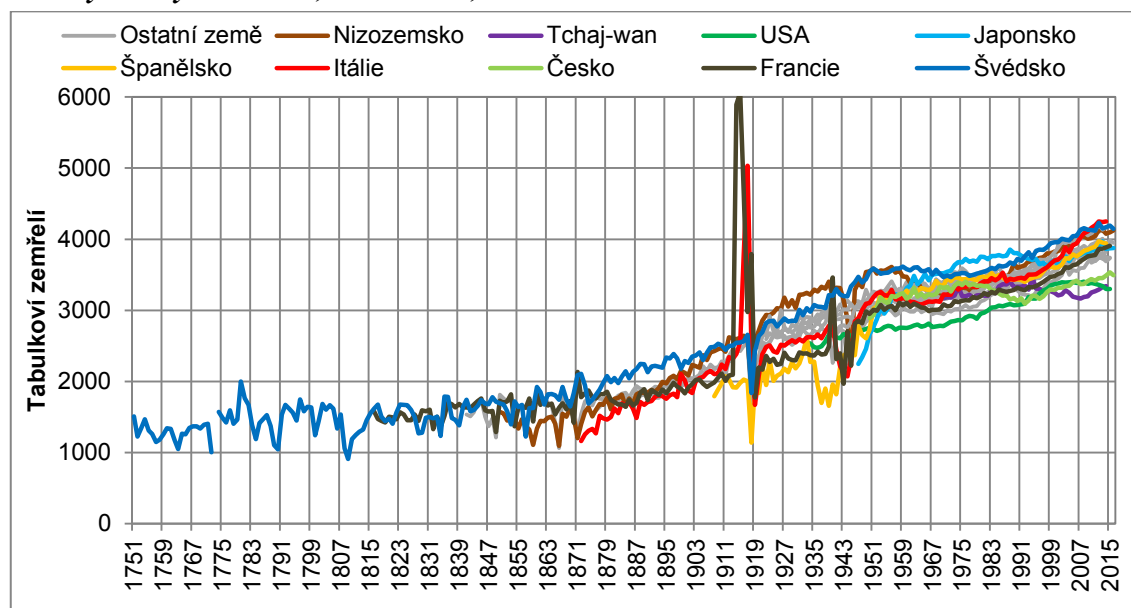
snížování d_0 zhruba v 70. letech 20. století, kdy se pravděpodobnost úmrtí v kojeneckém věku dostala pod 1 %. Od roku 1975 poklesla hodnota d_0 o 625 zemřelých a maximum d_x se zvýšilo za stejné období o 648 zemřelých.

Mezi analyzovanými zeměmi panuje výrazně vyšší variabilita v počtu zemřelých v kojeneckém věku oproti variabilitě maxima d_x ve vyšším věku. Za kompletní data pro rok 2011 činil variační koeficient d_0 pro muže 28 % a pro ženy 26 %, přitom pro maximum d_x byl variační koeficient pouze 7 %, resp. 5 %. Mezi analyzovanými státy byla nižší pravděpodobnost úmrtí v kojeneckém věku v Evropě než v zemích mimo ni. Vůbec nejvyšší byla v roce 2011 mezi sledovanými zeměmi v USA, a to 6,58 % pro muže a 5,52 % pro ženy. Mezi mimoevropskými zeměmi je výjimkou Japonsko, v kterém je vůbec nejnižší kojenecká úmrtnost, v roce 2016 shodně pro obě pohlaví 2,0 %.

Vyšší kojenecká úmrtnost v USA než v Evropě je způsobena zejména méně využívanou lékařskou péčí (viz Sawyer, Gonzales, 2017) – např. menší důraz na prevenci v případě porodu před termínem, kratší poporodní péči aj. (Chen a kol., 2016). Od roku 2000 nedošlo v USA ani v Kanadě k výraznému zlepšení. Mezi porovnávanými zeměmi byl pokles počtu tabulkových zemřelých v dokončeném věku 0 let z relativního i absolutního pohledu nejnižší mezi srovnávanými zeměmi – pravděpodobnost úmrtí v kojeneckém věku klesla v USA a Kanadě od roku 2000 pouze o 9 až 16 %. Snížit počet tabulkových zemřelých pod 200 osob je sice možné, jak udávají empirické hodnoty z Japonska, Švédska či Česka, ale je to zejména otázka kvalitní, dostupné a využívané zdravotní péče.

Maximum d_x , hledané pro věky 11 let a starší, mělo ve sledovaném období rostoucí trend, který lze rozdělit do 3–4 etap, stejně jako vývoj naděje dožití při narození. Dle dostupných dat (graficky znázorněné na Obr. 19 a Obr. 20) bylo maximum d_x ve vyšším věku obecně vyšší pro ženy než pro muže.

Obr. 19 – Počet zemřelých v maximu tabulkové funkce d_x ve věku 11+ let v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

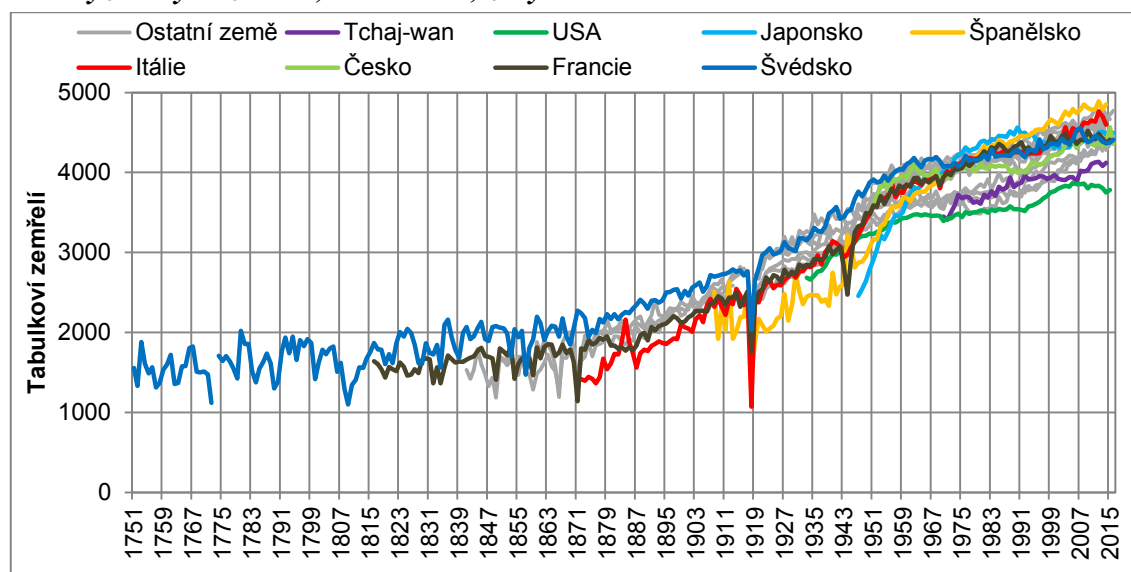
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

První etapu lze označit za fázi výrazné oscilace hodnot maxima d_x zakončené mírným růstem. V druhé polovině 18. stol. se pohybovalo maximum d_x ve vyšším věku rozkolísaně v rozmezí 1–2 tisíce tabulkových zemřelých. V 19. století začalo maximum tabulkové funkce d_x ve vyšším věku méně oscilovat a z dlouhodobého pohledu i postupně narůstat.

Druhá etapa (1. pol. 20. století) je charakteristická výrazným snížením oscilace a jasně patrným postupným zvyšováním hodnoty maxima d_x ve vyšším věku. Teprve zhruba v poslední čtvrtině 19. století začala hodnota maxima d_x pro věk 11+ let významněji růst, a to až do období po druhé světové válce, kdy došlo, zejména u mužů, ke stagnaci či výraznému zpomalení naděje dožití při narození. Mimo poměrně stabilní dlouhodobý růst maxima d_x ve vyšším věku lze v časových řadách spatřit výrazné výkyvy způsobené vychýlením obvyklých úmrtnostních poměrů v důsledku španělské chřipky, první a druhé světové války a občanské války ve Španělsku.

Třetí etapou je období po druhé světové válce. Charakterizuje ho obecně zpomalení růstu maxima d_x ve vyšším věku a opětovný nárůst s nástupem kardiovaskulární revoluce. V případě některých států je období stagnace a růstu jasně rozdělitelné (např. Švédsko), a tak ho lze rozdělit na dvě fáze, nicméně v některých státech a zejména v případě žen může mít celé období charakter spíše růstový s minimem stagnace (např. španělské ženy). V 50. letech 20. století se dostalo maximum d_x ve vyšším věku na hodnoty zhruba 3–3,5 tisíce tabulkových zemřelých mužů a 3,5–4 tisíce tabulkových zemřelých žen. Právě snížení počtu tabulkových zemřelých v dokončeném věku 0 let zhruba na úroveň 3–3,5 tisíce zemřelých a méně znamenalo, že analyzované maximum d_x určené pro výpočet modálního věku na základě zemřelých ve věku 11 let a více již nebylo od 50. či 60. let 20. století pouze lokálním maximem funkce d_x , nýbrž globálním maximem. Zatímco u mužů byla stagnace hodnoty maxima d_x ve vyšším věku v 50. a 60. letech 20. století poměrně jasně patrná a mohla přetrvávat i do 80. let, v případě žen se období stagnace maxima d_x ve vyšším věku mohlo omezit i na období kratší než 10 let.

Obr. 20 – Počet zemřelých v maximu tabulkové funkce d_x ve věku 11+ let v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy



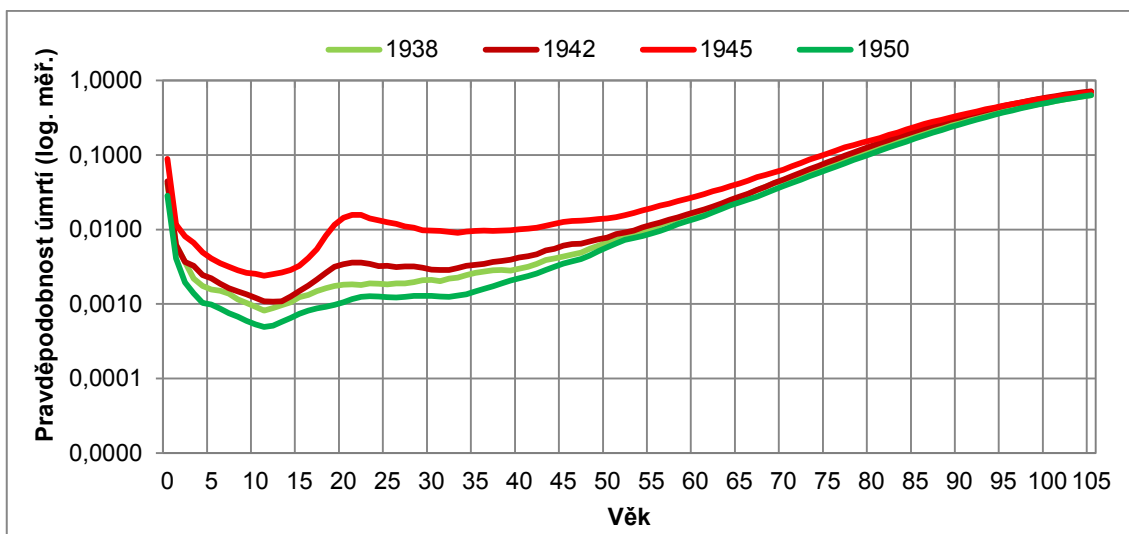
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj maxima d_x ve vyšším věku ve válečném období je rozličný dle státu i pohlaví. Obecně lze považovat stát, u něhož došlo k neobvyklému vychýlení maxima d_x ve vyšším věku za výrazně zasažený válkou. K vychýlení však docházelo ve směru nárůstu i snížení maxima d_x ve vyšším věku. Při pohledu na Obr. 19 a Obr. 20 je patrné ovlivnění přímo mezinárodním válečným konfliktem nejvíce v případě mužů. Občanská válka ve Španělsku ovlivnila jak muže, tak i ženy. Pandemie španělské chřipky se projevila snížením maxima d_x ve vyšším věku jak u mužů, tak u žen. Obecně výrazné výkyvy v hodnotě maxima d_x ve vyšším věku jsou způsobeny ve směru nahoru extrémně vysokou intenzitou úmrtnosti, která zasáhne osoby spíše jen určitého věku (vojáci ve válce), a ve směru dolů se jedná o výrazné zvýšení intenzity úmrtnosti v nižších věcích než je obvyklé, což v modelové tabulkové populaci znamená, že se nedožije tolik osob obvyklého modálního věku, a tedy dojde ke snížení hodnoty hledaného maxima d_x ve věku 11 let a více. Na příkladu čtyř zemí lze rozlišit vliv různě vedené války a pandemie španělské chřipky, které v datech způsobily největší výkyvy, a to na:

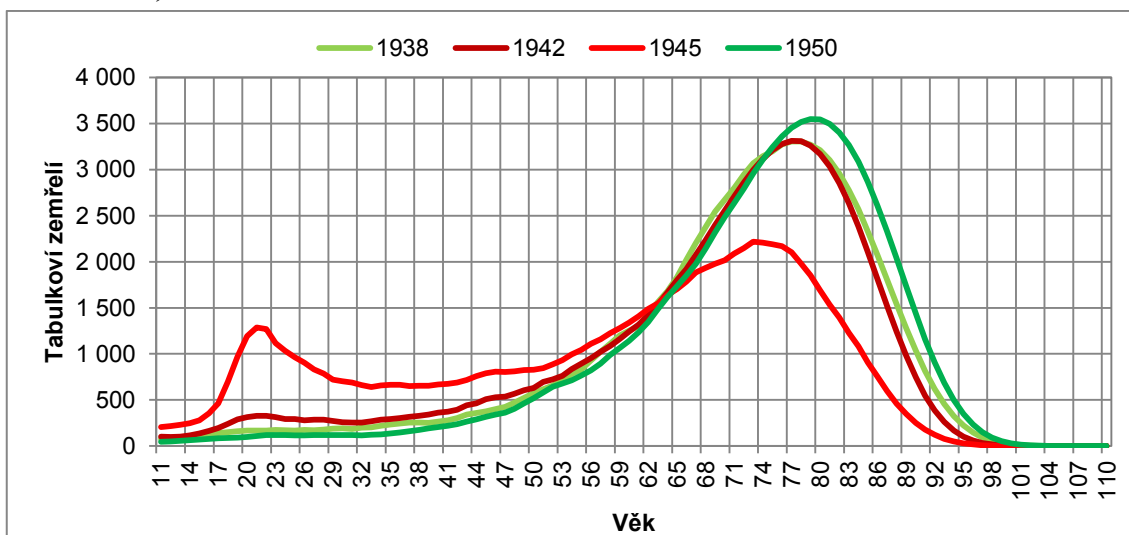
- 1) Válku týkající se, z pohledu změn úmrtnostních poměrů, výhradně vojáků. Příkladem je Itálie (roky 1916 a 1917), kde se pravděpodobnost úmrtí zvýšila proti obvyklým hodnotám pouze ve věcích v intervalu zhruba 17–38 let. Ve vyšších věcích tak vznikla dvě lokální maxima d_x . Modální věk úmrtí ve stáří zůstal po 70. roku života, avšak více tabulkových zemřelých bylo z důvodu válečného konfliktu ve věku 21 let. Úmrtnostní poměry u žen nedoznaly tak výrazných změn oproti mírovému stavu.
- 2) Válku, která zasáhne širěji celou populaci. Příkladem je druhá světová válka. Ta již neměla charakter zákopové války, jako první světová válka, kde v konfliktu umírali primárně vojáci. Maximum d_x ve vyšším věku může zůstat ve stáří (někde po 70 roku života), ale intenzita konfliktu může způsobit, že toto maximum se přesune někde mezi 20. a 30. rok života. V analyzovaných datech lze tento stav ilustrovat např. na Francii a Nizozemsku. Od předchozího bodu se takováto válka liší vyšší intenzitou úmrtnosti než je obvyklé i pro osoby starší 40 let. Dopad na populaci má i postupně zhoršující se dostupnost kvalitní zdravotní péče a šíření chorob. Pravděpodobnost úmrtí u žen v Nizozemsku se postupně během druhé světové války zvyšovala až do roku 1945. Tuto úmrtnostní složku mají muži i ženy společnou. U mužů však výrazně zvyšuje pravděpodobnost úmrtí ještě případné nasazení v boji, což se v Nizozemsku nejvíce týkalo osob ve věku 17–30 let. Ilustrativní příklad Nizozemska lze shlédnout na Obr. 21 a Obr. 22, které znázorňuje obvyklé období před a po válce a válečné období. Zatímco křivky pro rok 1942 ukazují tehdejší zvýšenou pravděpodobnost úmrtí, která se týkala mužů i žen, v roce 1945 byla vysoká pravděpodobnost úmrtí mužů okolo 21. roku života – patrně v důsledku nasazení Nizozemců na postupující frontě přes Benelux.
- 3) Pandemii španělské chřipky, která s obdobnou intenzitou zasáhla jak muže, tak ženy. Tato pandemie zvýšila pravděpodobnost úmrtí oproti obvyklým hodnotám zhruba až do 55. roku života. Obvyklá hodnota maxima d_x ve vyšším věku se v důsledku zvýšené intenzity úmrtnosti v mladších věcích snížila zhruba na polovinu, případně se vytvořila dvě srovnatelná lokální maxima d_x okolo 27 let a 70 let. Příklad průběhu tabulkové funkce d_x pro španělské ženy zobrazuje Obr. 23.

Obr. 21 – Pravděpodobnost úmrtí ve věku 0–105 let ve vybraných letech, Nizozemsko, muži

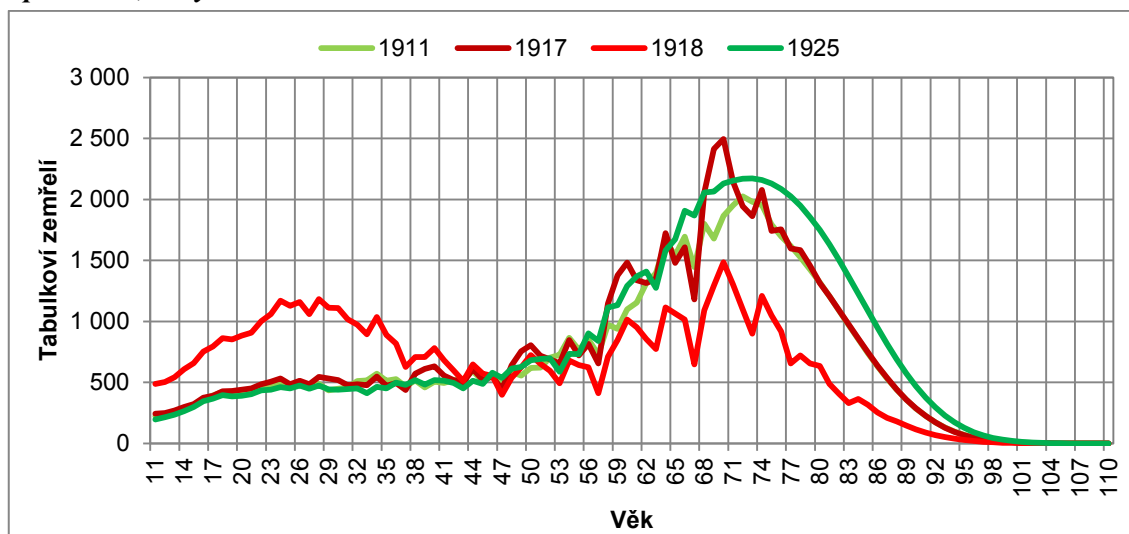


Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 22 – Počet tabulkových zemřelých ve věku 11–110 let ve vybraných letech, Nizozemsko, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 23 – Počet tabulkových zemřelých ve věku 11–110 let ve vybraných letech, Španělsko, ženy

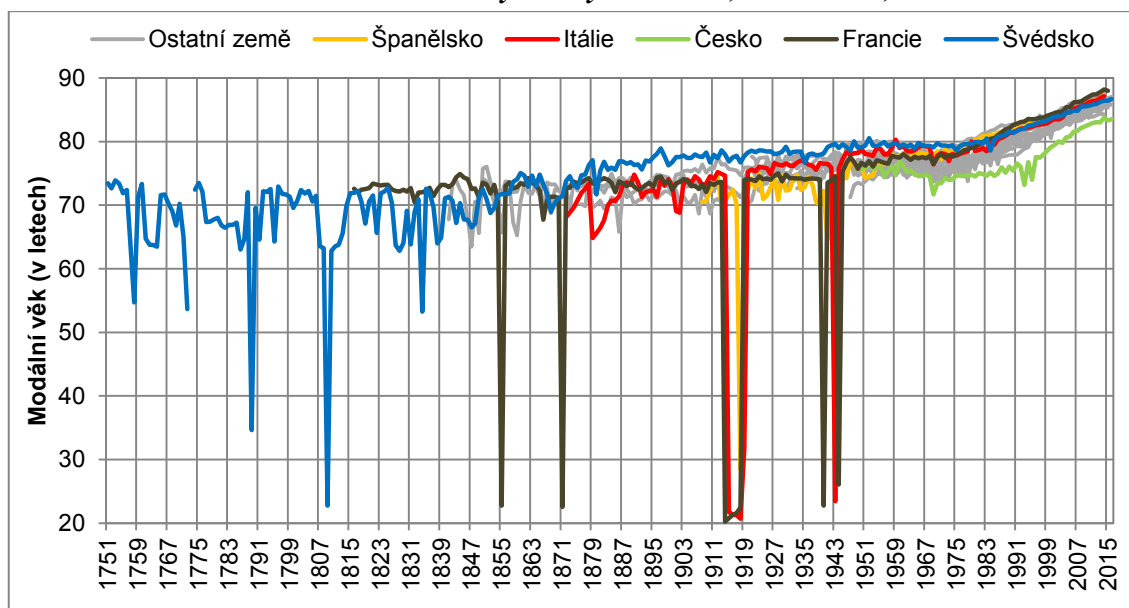
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Na základě zjištěných výrazných rozdílů v průběhu tabulkových funkcí v letech ovlivněných válkami a s nimi souvisejícím šířením nemocí oproti obvyklým hodnotám je patrné, že tato odchýlení mají v inkriminovaných letech vliv na hodnotu ukazatelů komprese úmrtnosti – z tohoto důvodu jsou tato období vyloučena z korelační analýzy v kapitole 4. Na základě znalosti průběhu tabulkových funkcí pravděpodobnosti úmrtí (q_x) a počtu zemřelých (d_x) lze přistoupit k samotné analýze normální délky života (vychází z maxima d_x ve vyšším věku).

Vývoj normální délky života nebyl tak dynamický jako vývoj naděje dožití při narození. Zatímco střední délka života se od poloviny 18. stol. dle dostupných údajů zdvojnásobila zhruba ze 40 let na 80 let, normální délka života již tehdy (v případě Švédska) přesahovala 70 let. V současnosti je mezi analyzovanými zeměmi průměrný modální věk 86 let pro muže a 90 let pro ženy. Vývoj od roku 1751 dle dostupných dat lze vidět na Obr. 24 a Obr. 25.

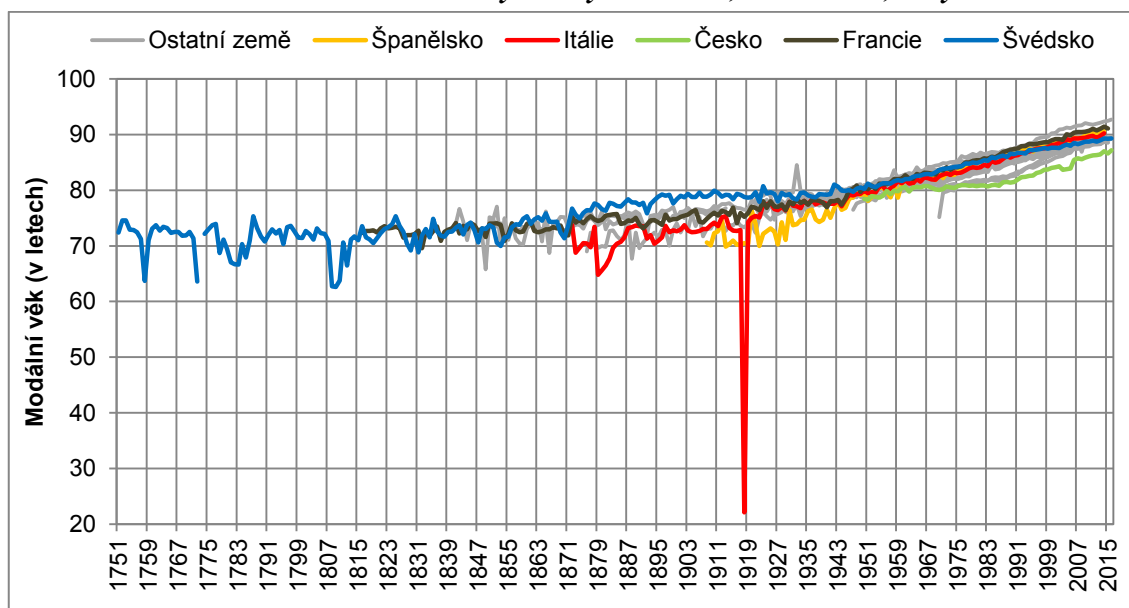
Největší výkyvy normální délky života byly zaznamenány v souvislosti s hladomory, válkami a pandemií španělské chřipky. Jednalo se o výkyvy, při nichž vzrostla v některém ze středních věků (20–40 let) natolik intenzita úmrtnosti, že výsledný počet tabulkových zemřelých byl vyšší než v obvyklém věku nad 70 let (případně dříve u mužů nad 60 let).

Rozdíl v normální délce života mezi muži a ženami byl – dle dat za Švédsko – až do 19. století značně rozkolísaný, a to kvůli velkým odchylkám od průměrných hodnot normální délky života mužů. Normální délka života žen byla tehdy o 2–10 let delší než u mužů. U žen běžně přesahovala 70 let, u mužů vzhledem k velké oscilaci lze stanovit dolní hranici pro modální věk okolo 63 let. Vzhledem k vysoké intenzitě úmrtnosti po celé období života se však dříve dožívalo modálního věku mnohem méně osob. Např. v roce 1798 byla ve Švédsku normální délka života muže 71,7 let a ženy 72,6 roku. Tohoto věku se však dožilo jen cca 20 % mužů a 23 % žen.

Obr. 24 – Normální délka života v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 25 – Normální délka života v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy

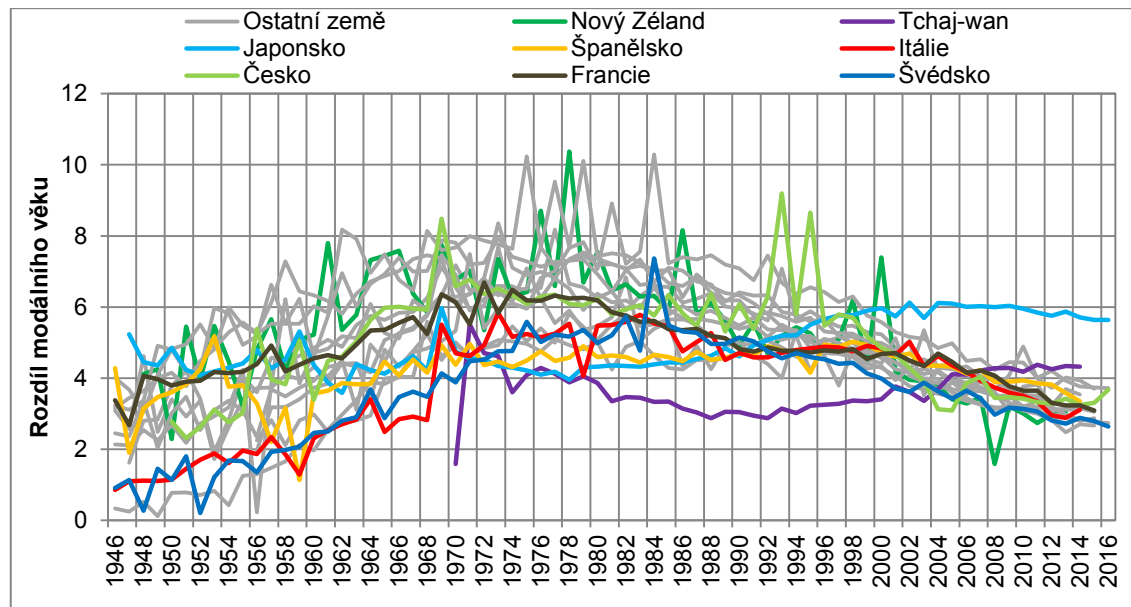
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

V souladu s předchozími zjištěními o růstu naděje dožití při narození i normální délka života začala významněji růst v druhé polovině 19. století. Teprve krátce před začátkem první světové války se ve Švédsku dožila alespoň čtvrtina tabulkové generace modálního věku. V některých z analyzovaných států se však alespoň čtvrtina tabulkové populace dožila modálního věku nejdříve v období okolo druhé světové války (hodnotou horního kvartilu a rozložením počtu zemřelých se podrobněji zabývá kapitola 3.2.2). Až do druhé světové války byla horním limitem modálního věku hranice 78 let u mužů a 80 let u žen.

Po druhé světové válce opět docházelo k mírnému růstu normální délky života, přičemž hlavní akcelerace tempa proběhla v 60. letech 20. století u žen a v 70. letech u mužů. Od té doby se zvýšila normální délka života mezi analyzovanými zeměmi v průměru o 8–9 let.

Obr. 26 – Rozdíl modálního věku mezi ženami a muži v analyzovaných zemích, 1946–2016



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Modální věk vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku. Rozdíl je vypočten jako hodnota pro ženy - hodnota pro muže.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj rozdílu normální délky života mezi ženami a muži (viz Obr. 26) od roku 1949 se rámcově vyvíjel obdobně jako v případě ukazatelů e_0 a e_{65} (viz Obr. 6 a Obr. 9). Též docházelo nejprve k růstu rozdílu a následné konvergenci mezi pohlavími. Počátkem 50. let 20. století byla normální délka života ženy v analyzovaných zemích o 0–5 let vyšší než u mužů. V následujících letech s dřívější akcelerací růstu modálního věku u žen docházelo k divergenci mezi ženami a muži. Rozdíl v nástupu prodloužování normální délky života mezi ženami a muži v analyzovaných zemích způsobil nejen průměrný nárůst rozdílu modálních věků mezi pohlavími v průměru o 3 roky, ale i růst variability tohoto rozdílu v analyzovaném souboru. Nejvyšší rozdíl byl zaznamenán v roce 1978, kdy na Novém Zélandu činila normální délka života žen o 10,4 let více než u mužů – rozdíl nad 8 let lze považovat za náhodný výkyv či odlehlé pozorování. Od 80. let probíhala konvergence nejen mezi pohlavími, ale i mezi zeměmi. Ve většině vyspělých států dle dostupných dat je v současnosti modální věk žen o 2–4 vyšší než u mužů. Medián rozdílu v normální délce života mezi pohlavími se tak oproti období po druhé světové válce zvedla o jeden rok. Zatímco dle nejaktuálnějších analyzovaných dat nebývá u žen modální věk o více než čtyři roky vyšší než u mužů, v případě Japonska tento rozdíl činí zhruba šest let.

3.2.1.1 Naděje dožití v modálním věku

Naděje dožití lze vypočítat pro libovolně zvolený přesný věk, a tedy i pro modální věk. Dle předchozích zjištění se jeví jako obvyklé, že mají ženy vyšší modální věk. Po dosažení maxima d_x ve vyšším věku již počet tabulkových zemřelých klesá. Dřívější dosažení modálního

věku u mužů však ještě neznamená dosažení stejné intenzity úmrtnosti jako v případě modálního věku u žen. Výsledkem tohoto stavu je, že střední délka života pro přesný věk určený modálním věkem dle pohlaví je obvykle pro muže delší než pro ženy.

V minulém století poklesla naděje dožití v modálním věku zhruba o jeden rok u mužů i žen. Ač střední délka života v modálním věku obecně klesala, v případě mužů krátce okolo roku 1970 vzrostla až na hodnoty okolo 7,1 roku, následně však s posouváním modálního věku začala klesat i hodnota ukazatele e_M . V současnosti se pohybuje naděje dožití v modálním věku muže okolo 5,5 let a v případě ženy okolo 5,1 roku. Mimo poklesu ukazatele e_M došlo i k jeho konvergenci v rámci porovnávaných zemí do roku 2000, jak je možno vidět v Tab. 7. Po roce 2000 ve většině zemí i nadále pokračoval pokles e_M , avšak v případě tchaj-wanských mužů došlo ke stagnaci na úrovni okolo 6,7 let, což byla v té době nejdelší naděje dožití v modálním věku pro muže mezi porovnávanými zeměmi.

Tab. 7 – Analýza střední délky života v modálním věku (e_M) ve vyspělých zemích, 1900–2011

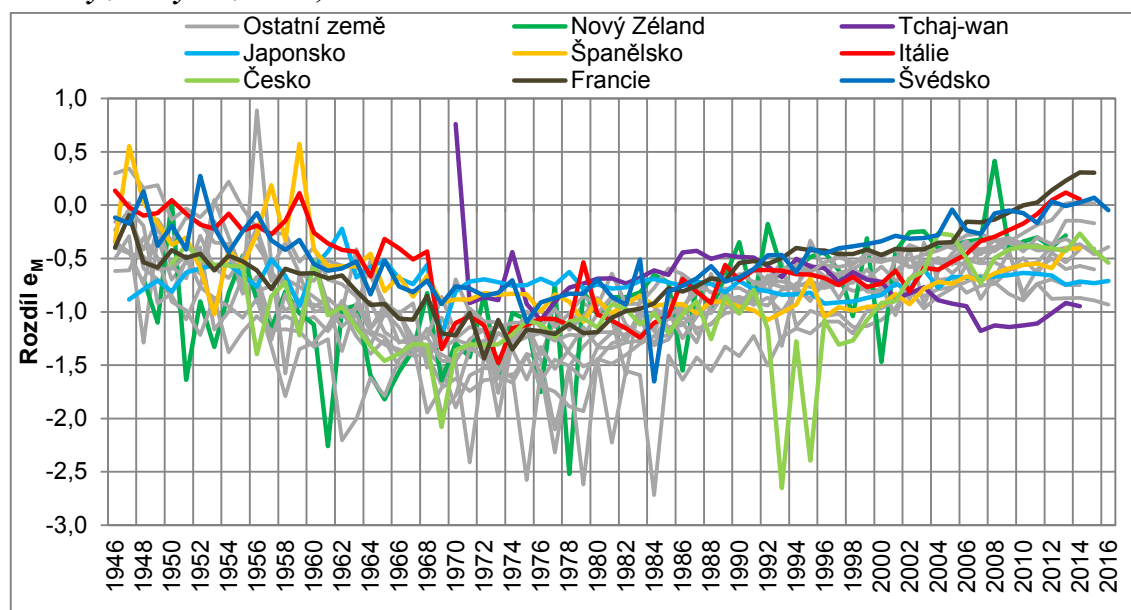
	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	5,9	6,0	5,9	5,9	6,3	5,9	5,7	5,5	5,0
Průměr	6,6	6,8	6,6	6,5	7,1	6,7	6,3	6,0	5,5
Medián	6,7	6,8	6,6	6,4	7,1	6,6	6,2	6,0	5,4
Maximum	7,1	7,7	7,3	7,4	7,8	7,3	6,8	7,0	6,6
Variační rozpětí	1,2	1,7	1,5	1,5	1,4	1,4	1,1	1,5	1,6
Var. koeficient (%)	6,6	7,4	6,9	6,9	6,6	6,3	5,2	5,9	6,8
	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	5,8	6,2	5,7	5,3	5,4	5,2	5,0	4,9	4,5
Průměr	6,2	6,6	6,1	5,7	5,9	5,6	5,4	5,2	5,1
Medián	6,3	6,6	6,1	5,7	5,6	5,5	5,3	5,2	5,1
Maximum	6,6	7,3	6,9	6,4	8,5	6,3	6,3	5,8	5,5
Variační rozpětí	0,8	1,1	1,2	1,1	3,0	1,1	1,2	0,9	1,0
Var. koeficient (%)	5,7	4,9	5,6	4,7	12,0	5,6	6,2	5,0	4,6

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Modální věk vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku dle pohlaví.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Ačkoliv ženy mají vyšší střední délku života než muži, v případě relativně určeného věku tomu může být jinak. Takovým případem je naděje dožití v modálním věku. Modální věk žen byl dle analyzovaného souboru dat delší o jednotky let než u mužů – v současnosti lze hovořit o 3–4 letech. Naproti tomu střední délka života v modálním věku mužů je v současnosti obvykle o 0–1 rok delší než u žen. Diference v normální délce života a ve střední délce života v modálním věku mezi ženami a muži je znázorněna na Obr. 26 a Obr. 27.

Obr. 27 – Rozdíl střední délky života v modálním věku (e_M) mezi ženami a muži v analyzovaných zemích, 1946–2016



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Modální věk vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku dle pohlaví. Rozdíl je vypočet jako hodnota pro ženy - hodnota pro muže.

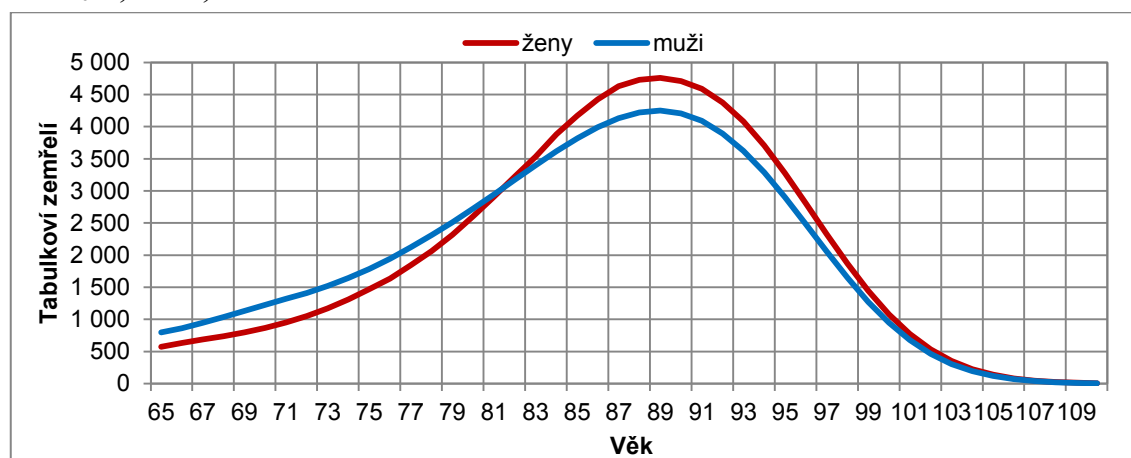
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Naděje dožití v modálním věku měla opačný trend než naděje dožití při narození. S rostoucím modálním věkem klesala naděje dožití v modálním věku. Celková naděje dožití života spočtená jako *modální věk + střední délka života v modálním věku* měla ve sledovaném období rostoucí trend. Prodlužování normální délky života šlo tedy na úkor střední délky života v modálním věku. Toto zjištění je plně v souladu s chápáním komprese úmrtnosti jako procesu posouvání obvyklého věku při úmrtí do vyššího věku, kde je však již vyšší pravděpodobnost úmrtí, a tak by se měla naděje dožití v tomto věku (tzn. modálním věku) zkracovat. Jestliže tedy po druhé světové válce ženám rostla zprvu rychleji naděje dožití pro přesný věk 65 let než mužům a konvergence mezi ženami a muži nastala až spíše v období od 80. a 90. let minulého století, pak je logické, že i naděje dožití v modálním věku klesala rychleji u žen než u mužů až do 70.–80. let 20. století (viz Obr. 27). Mezi země, kde je dlouhodobě nejnižší rozdíl mezi muži a ženami v naději dožití v modálním věku, patří např. Švédsko, kde právě i rozdíl v ukazateli e_{65} patřil v rámci analyzovaných zemí k nejnižším.

Porovnání počtu tabulkových zemřelých pro stejnou naději dožití v modálním věku žen i mužů zobrazuje na příkladu Itálie v roce 2012 Obr. 28 ($e_M = 5,0$ let). Na něm je vidět, že maximum d_x bylo vyšší pro ženy, ale vzhledem k velice blízkým hodnotám pravděpodobnosti úmrtí od modálního věku byla v Itálii v roce 2012 výsledná naděje dožití v modálním věku pro ženy i muže stejná. V roce 2012 byl modální věk mužů v Itálii 86,4 let a žen 89,7 let. Zatímco v Itálii v roce 2012 byla q_{89} pro muže o 40 % vyšší než q_{89} pro ženy, q_{86} pro muže byla pouze o 0,6 % vyšší než q_{89} pro ženy (tedy pravděpodobnosti úmrtí zhruba odpovídající modálnímu věku dle pohlaví). Pravděpodobnosti úmrtí si byly v Itálii v roce 2012 od modálního věku velice blízké – pro muže nanejvýše o 1 % vyšší. Ač v některých konkrétních případech (viz zde

uvedená Itálie 2012) se může stát modální věk relativním výchozím věkem, v kterém mají jak muži, tak ženy stejnou naději dožití, dle analyzovaných vyspělých zemí není tento jev častý.

Obr. 28– Porovnání funkcí počtu tabulkových zemřelých dle pohlaví okolo modálního věku žen, Itálie, 2012



Poznámky: Modální věk žen byl 89,7 let a mužů 86,4 let (rozdíl 3,3 let). Křivka tabulkových zemřelých byla vystředěna do modálního věku žen, tedy posunuta do vyššího věku o 3 roky.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

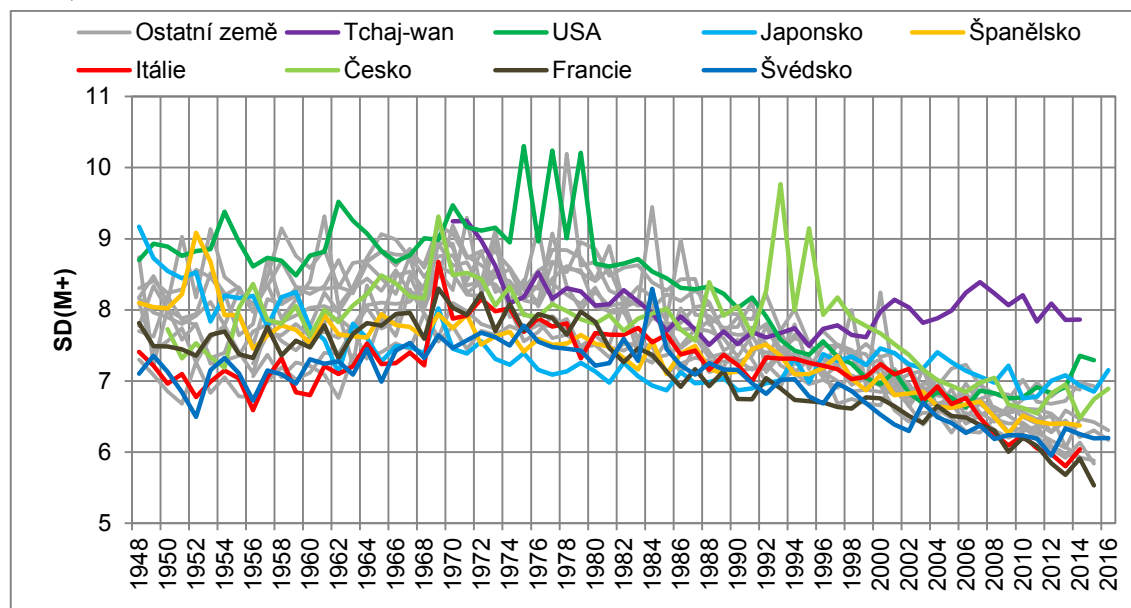
3.2.1.2 Směrodatná odchylka nad modálním věkem

Modální věk blíže specifikuje, okolo jakého věku se koncentrují tabulkoví zemřelí. Standardní odchylka nad modálním věkem ($SD(M+)$) pak tuto informaci, vedle samotného maxima d_x ve vyšším věku, dále doplňuje o informaci, jak se koncentrují úmrtí okolo modálního věku.

Pokud by byly shrnuty výsledky analýzy $SD(M+)$, pak lze dojít ke stejným závěrům jako v případě střední délky života v modálním věku. Jak $SD(M+)$, tak e_M mají nejen srovnatelný trend vývoje ukazatele, ale i řádově obdobné hodnoty. Korelační koeficient mezi těmito ukazateli v období po roce 1970 vycházel 0,87 pro ženy a 0,96 pro muže.

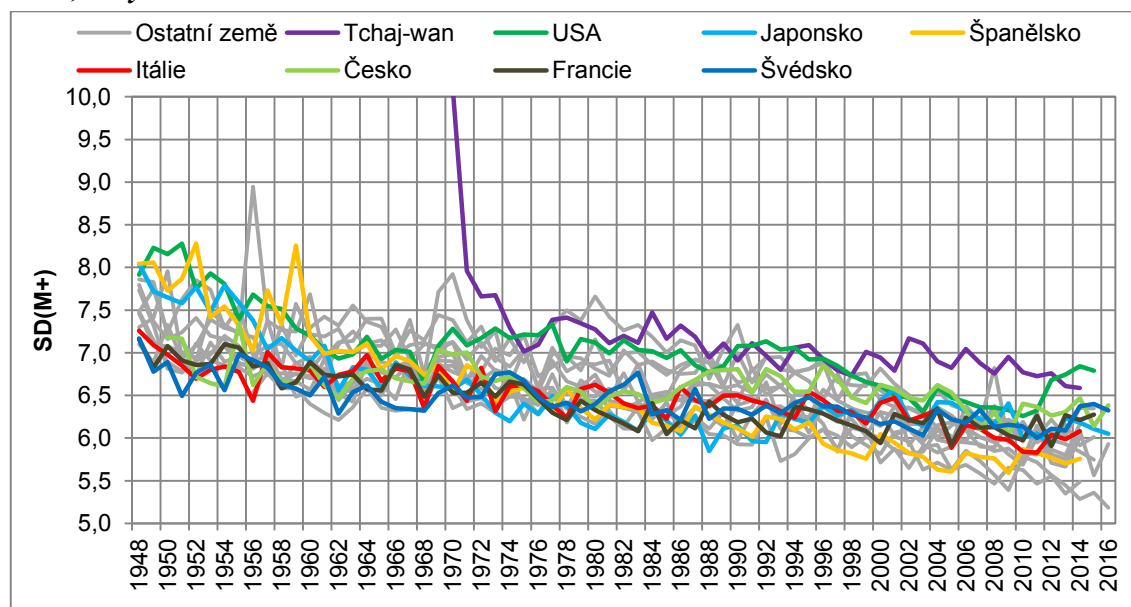
Průměrná očekávaná zbývající délka života v modálním věku je kratší, než je vzdálenost jedné směrodatné odchylky nad modálním věkem. S rostoucí normální délkou života dle zjištění dochází ke koncentraci úmrtí a růstu maxima d_x ve vyšším věku. Jak se zužoval interval, v kterém zemřelo stále stejně osob z tabulkové populace, udávají ukazatele skupiny C, které jsou analyzovány v následující kapitole (viz kapitola 3.2.2).

Klesající trend směrodatné odchylky nad modálním věkem po druhé světové válce lze vidět na Obr. 29 a Obr. 30. Stejně jako v případě e_M se řadil Tchaj-wan mezi země s nejvyšší hodnotou ukazatele $SD(M+)$, v případě mužů v novém tisíciletí lze dokonce hovořit o až extrémním odchýlení od ostatních států. Zatímco v současnosti se pohybuje $SD(M+)$ u mužů někde v rozmezí 6–7 let, v případě Tchaj-wanu se jedná o hodnoty okolo 8 let.

Obr. 29 – Směrodatná odchylka nad modálním věkem v analyzovaných zemích, 1946 až 2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 30 – Směrodatná odchylka nad modálním věkem v analyzovaných zemích, 1946 až 2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.2 Rozložení počtu zemřelých (d_x) – kvantily a ukazatele skupiny C

V této kapitole je pomocí různých ukazatelů vyjádřeno rozložení počtu úmrtí dle věku. Na základě kumulace tabulkové funkce d_x jsou vypočteny v práci předem stanovené kvantily (10. percentil, dolní a horní kvartil a medián), které popisují rozložení úmrtí. Pokud se stanoví vzdálenosti mezi těmito kvantily, pak lze získat i relativnější pohled na data – na rozdíl od

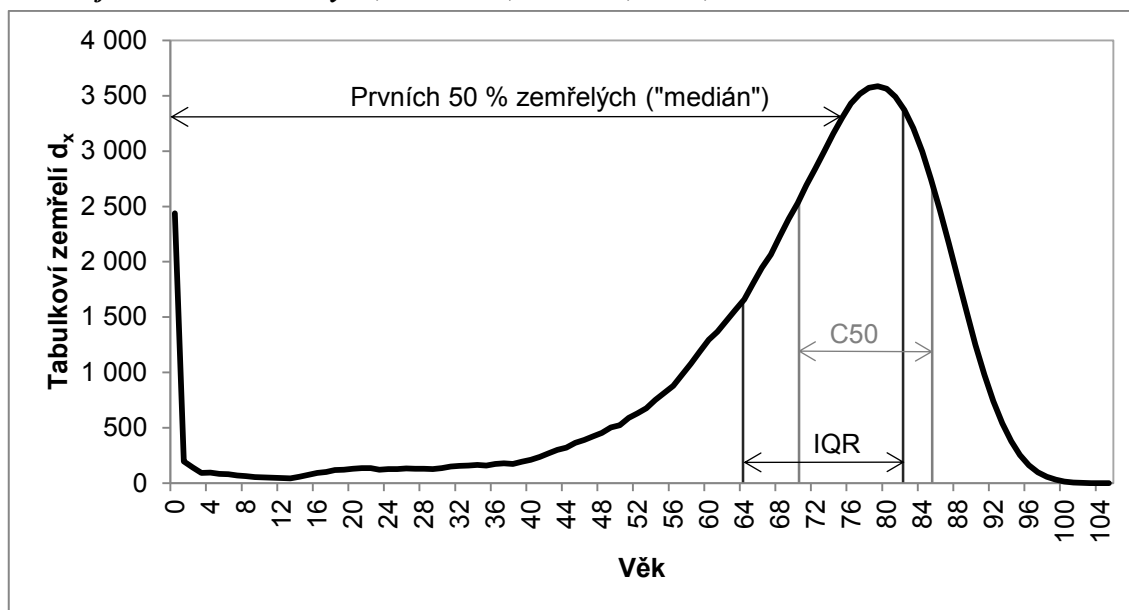
kvantilu není pevně věkem určen ani počátek intervalu (v práci spočteno např. mezikvartilové rozpětí).

Ještě dynamičtější pohled na data nabízí ukazatele skupiny C, které nemají předem pevně (věkem či pravděpodobností, tzn. kvantilem) stanovený počátek, anebo konec hledaného intervalu. Ukazatele skupiny C mají na základě konstrukce vlastního výpočtu tu výhodu, že cílí na věkové skupiny, v nichž je nejvyšší počet tabulkových zemřelých, tedy okolo modálního věku. Nevýhodou však je, že při řazení může vzniknout takový interval seřazených d_x , který ve skutečnosti nebude reprezentovat spojitý interval věků. Toto riziko je spojeno zejména s vysokou kojeneckou úmrtností a obecně dětskou úmrtností. Vzhledem k výpočtu pro věky 11 let a vyšší bylo toto riziko odstraněno. Přesto přetrvává šance, že v některých letech není obvyklá distribuce počtu tabulkových zemřelých (např. viz a Obr. 16) – za standardní je považován stav, kdy roste počet zemřelých do modálního věku a následně klesá. Problematickými roky jsou období války, hladomoru či významných epidemií smrtelných nemocí (příklad změny distribuce d_x viz Obr. 22 a Obr. 23), které výrazně mění úmrtnostní poměry v daném roce. Z tohoto důvodu byla období první a druhé světové války a španělské chřipky vyřazena z výpočtu ukazatelů skupiny C.

Příklad rozložení tabulkových zemřelých s vyznačením intervalů zahrnujících 50 % zemřelých je na Obr. 31. Na něm je vidět, jak se ukazatele vzájemně doplňují a výsledné intervaly překrývají. V práci jsou užity tři ukazatele, které stanovují interval 50 % tabulkových zemřelých na základě různých kritérií:

- 1) **Medián** – též mediánový věk je 50. percentilem, který udává věk, kterého se dožije právě 50 % tabulkové populace. Zároveň jeho hodnota představuje také interval s pevným začátkem v přesném věku nula let, který udává, za kolik let od narození zemře 50 % tabulkové populace.
- 2) **Interkvartilové rozpětí (IQR)** – je interval mezi 25. a 75. percentilem, v kterém zemře 50 % tabulkové generace.
- 3) **Ukazatel C50** – délka intervalu tohoto ukazatele hledá právě ten nejuzší věkový interval, v kterých zemře 50 % tabulkové generace. V práci je výhradně určen pro vyšší věky – ve výsledku tedy okolo modálního věku. Pokud by byl býval interval C50 užší v dětském věku (kvůli vysoké kojenecké úmrtnosti), pak by medián udával nižší hodnotu než ukazatel C50, který je počítán pro vyšší věky.

Obr. 31 – Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) s vyznačením intervalů zahrnujících 50 % zemřelých, 0–105 let, Švédsko, 1951, muži



Poznámky: Prvních 50 % tabulkových zemřelých je dáno intervalem od narození po mediánový věk. C50 značí interval 50 % tabulkových zemřelých dle ukazatele C50. IQR představuje mezikvartilové rozpětí, které zahrnuje prostředních 50 % tabulkových zemřelých dle věku.

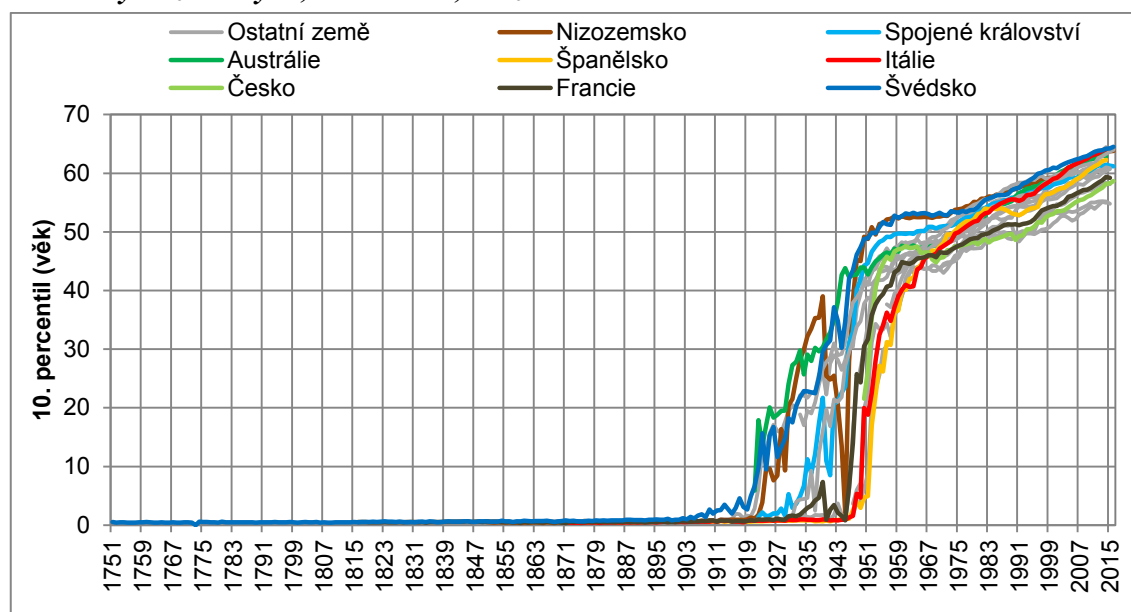
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vyjma analýzy věkových intervalů představujících 50 % zemřelých je rozložení úmrtí v následujících podkapitolách popsáno též s využitím 10. percentilu, dolního a horního kvartilu a ukazatelů skupiny C ve variantě C10 a C25.

3.2.2.1 Analýza 10. percentilu

Jak již bylo zjištěno v předcházejících kapitolách, prodlužování naděje dožití při narození dle dostupných dat začalo v 19. století, avšak výraznější nárůsty střední délky života lze teprve sledovat ve 20. století. Prodlužování průměrné délky života souvisí s poklesem intenzity úmrtnosti, a to zejména v dětském a středním věku. Právě pokles pravděpodobnosti úmrtí v nízkém věku má větší dopad na následné prodloužení střední délky života při narození než pokles ve vyšším věku. Zatímco v Tab. 6 jsou udány roky, kdy v analyzovaných zemích proces poklesu kojenecké úmrtnosti dospěl do fáze, že globální maximum tabulkové funkce d_x se přesunulo natrvalo do vyššího věku, posun časných úmrtí do vyšších věků nebyl v této práci blíže popsán.

Roli v prodlužování střední délky života při narození hrál pokles intenzity úmrtnosti nejen v kojeneckém věku, nýbrž ve všech navazujících věcích. Proměna, jak se časná úmrtí postupně přesouvala do stále vyšších věků, je v této práci vyjádřena pomocí 10. percentilu. Tento ukazatel udává, jakého věku by se dožilo 90 % tabulkové populace.

Obr. 32 – Přesun brzkých úmrtí do vyššího věku v analyzovaných zemích – 10. Percentil tabulkových zemřelých, 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

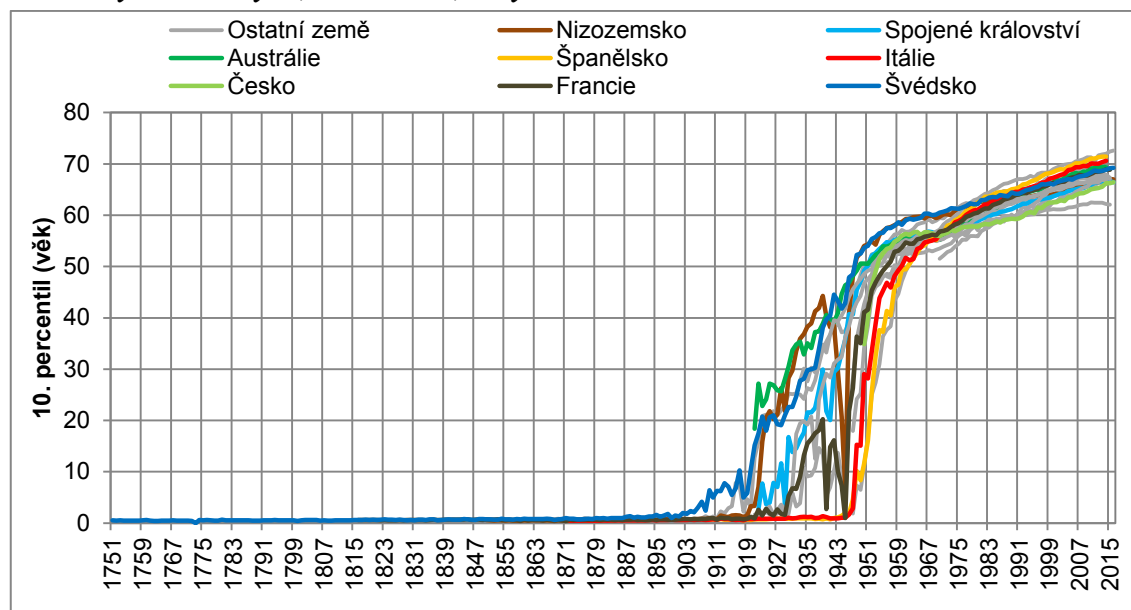
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj ukazatele (10. percentil) je za období od roku 1751 graficky znázorněn na Obr. 32 a Obr. 33. V podstatě až do konce 19. století zemřelo 10 % a více z tabulkové generace v prvním roce života. Teprve před první světovou válkou se v některých zemích natolik snížila kojenecká úmrtnost, že hodnota 10. percentilu se začala zvyšovat nad jeden rok – v rámci analyzovaných dat pro obě pohlaví se jednalo pouze o Švédsko. Nicméně dalším státem mohla být Austrálie, která měla po první světové válce srovnatelnou, resp. u žen dokonce vyšší, hodnotu 10. percentilu.

Nejvíce osob se z počátku dožívalo dospělosti v Austrálii. V té se dle dostupných dat 90 % tabulkové generace žen dožilo alespoň 18 let v roce 1921, pro muže byl zlomovým rokem rok 1925. Dalšími státy, kde se po první světové válce výrazně snižovala pravděpodobnost úmrtí v dětském věku, bylo Švýcarsko, Francie a Nizozemsko. Některé státy měly v navyšování hodnoty 10. percentilu desetileté zpoždění, v některých došlo k významným změnám až po druhé světové válce.

Právě na meziválečném období lze rozlišit státy na ty, v kterých docházelo ke snižování úrovně úmrtnosti a s tím i prodlužování střední délky života dříve a v kterých později. Zároveň lze na ukazateli 10. percentil též vidět, v kterém státu měla válka výrazný vliv na opětovný skokový nárůst kojenecké a dětské úmrtnosti. Ač se před druhou světovou válkou v Nizozemsku mohlo 90 % populace dožít zhruba 40 let, zhoršující se válečné podmínky se podepsaly na snižování 10. percentilu. V roce 1945 mělo 10 % narozených mužů pravděpodobnost, že se nedožije ani tří let, a v případě žen sedmi let. Po skončení druhé světové války se hodnoty 10. percentilu v Nizozemsku vrátily na úroveň Švédska, které mělo dlouhodobě jednu z nejdelších nadějí dožití při narození až do 60. a 70. let 20. století. Ve Švédsku se v roce 1950 dožilo 90 % tabulkové generace mužů 48,8 let a v případě žen 53,7 let.

Obr. 33 – Přesun brzkých úmrtí do vyššího věku v analyzovaných zemích – 10. percentil tabulkových zemřelých, 1751–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel vypočten na základě maxima d_x ve vyšším věku.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Výrazné rozdíly v intenzitě úmrtnosti v dětském věku mezi světovými válkami se okamžitě po druhé světové válce začaly stírat. Lze předpokládat, že právě druhou světovou válkou, případně občanskou válkou, byl pozdržen jinak přirozený vývoj snižování intenzity úmrtnosti v kojeneckém a dětském věku v Itálii a Španělsku.

Mezi státy, u nichž skokově vzrostla naděje dožití při narození po druhé světové válce, patří Japonsko. Jedním z důvodů je právě pokles tehdy vysoké dětské úmrtnosti. Zatímco v roce 1947 měl muž při narození naději dožití 50 let a s 10% pravděpodobností se nedožil ani 1,6 roku (pro ženy 54 let a 1,9 roku), v roce 1952 mohl očekávat průměrnou délku života již 61 let (pro ženy 65 let) a s 10% pravděpodobností se dožil 21,3 let (žena 25 let). Vývoj po druhé světové válce až do 50. let 20. století lze charakterizovat jako období normalizace úmrtnostních poměrů a snižování rozdílů mezi analyzovanými státy. Přesto ale ještě dlouho trvalo, než ve všech analyzovaných státech a pro obě pohlaví byla alespoň 90% šance, že se právě narození dožijí alespoň 50 let.

Věk, jehož se dle úmrtnostních tabulek mělo dožít 90 % tabulkové generace, se výrazně lišil mezi zeměmi i pohlavími – statistické shrnutí poskytuje Tab. 8. Mezi státy a pohlavími se vyskytovaly vyšší odchylky než v případě střední délky života při narození. V roce 2011 bylo variační rozpětí naděje dožití při narození mezi analyzovanými státy zhruba 5 let, zatímco věk, jehož se dožije 90 % populace má variační rozpětí okolo 9 let. Rozdíl mezi pohlavími v ukazateli e_0 byl v roce 2011 v průměru 5 let, avšak v případě 10. percentilu se jedná o 7 let. Dle těchto porovnání je patrné, že v nižších věcích mají muži významně vyšší riziko úmrtí než ženy, a navíc se toto riziko liší i stát od státu.

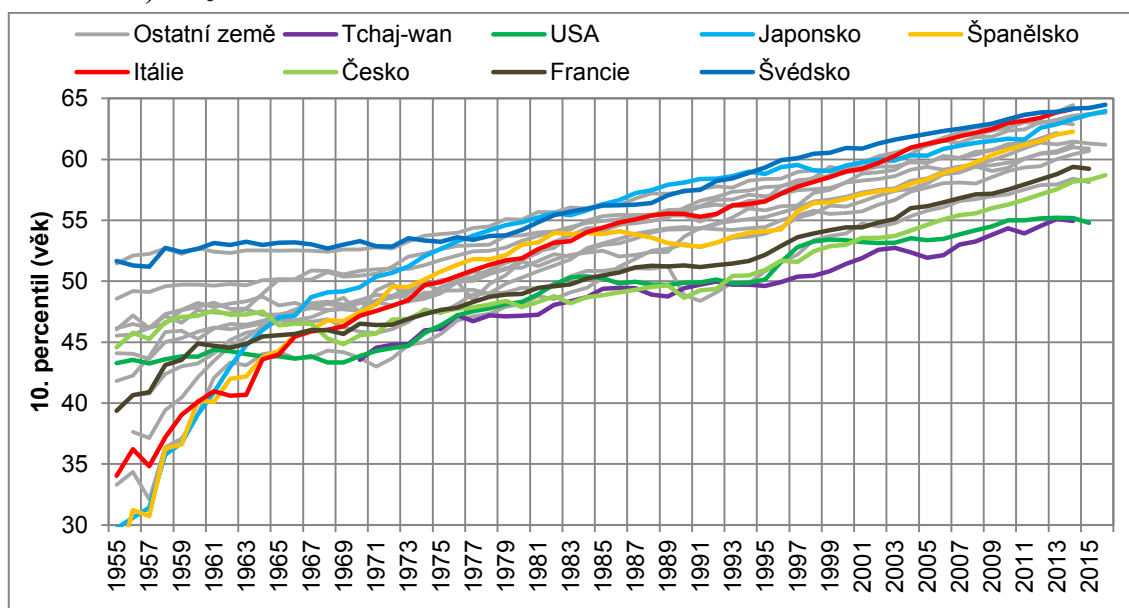
Tab. 8 – Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace, vybrané roky, muži, ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	0,5	0,8	4,7	39,1	43,5	47,2	48,6	51,4	53,9
Průměr	0,6	9,3	32,3	45,3	47,8	51,3	53,8	56,9	60,2
Medián	0,5	3,4	37,8	45,3	47,5	51,7	54,4	57,5	61,0
Maximum	0,9	24,1	49,2	52,7	53,3	55,1	58,1	60,9	63,7
Variační rozpětí	0,4	23,3	44,5	13,6	9,7	7,9	9,5	9,5	9,8
Var. koeficient	25,0	106,9	45,7	9,6	5,9	4,9	5,6	4,8	4,8
	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	0,6	0,9	11,1	47,1	51,5	55,9	59,2	61,2	62,4
Průměr	0,8	13,6	40,4	53,7	56,3	59,9	62,6	65,1	67,5
Medián	0,7	11,0	46,7	54,5	56,3	59,8	63,0	65,0	67,2
Maximum	1,5	30,5	54,0	58,7	60,5	63,2	66,8	69,0	71,0
Variační rozpětí	0,9	29,6	42,9	11,5	9,0	7,3	7,6	7,8	8,6
Var. koeficient	42,7	90,1	34,4	5,9	3,8	3,6	3,6	3,2	3,2

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Typický vývoj pro ukazatele střední délky života se opakuje u většiny analyzovaných zemí i u 10. percentilu tabulkových žijících. V období 50. a 60. let 20. století je více či méně jasně patrná stagnace ukazatele u mužů, u žen pak výrazné zpomalení až stagnace. Ve státech s vysokým počtem časných úmrtí probíhala konvergence k ostatním vyspělým státům v 50. letech (např. Japonsko, Itálie, Španělsko). Vývoj od roku 1955 lze sledovat na Obr. 34 a Obr. 35.

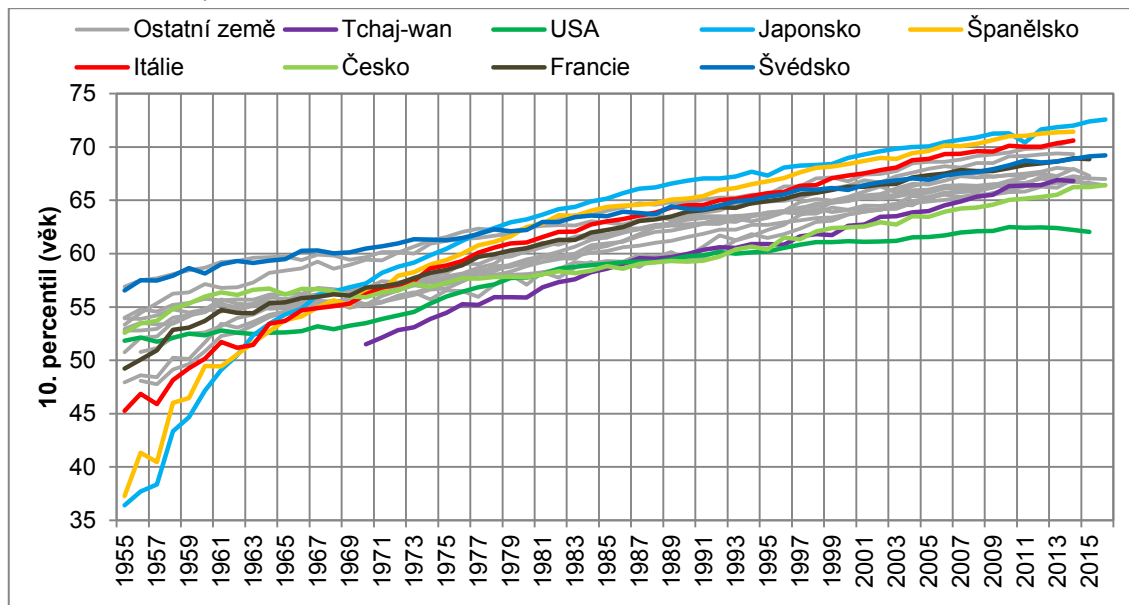
Obr. 34 – Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace v analyzovaných zemích, 1955–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Po druhé světové válce se rozdíl mezi pohlavími v ukazateli 10. percentil držel v průměru okolo 8 let až do roku 2006. Následně se začal rozdíl mezi muži a ženami snižovat. Ukazatel 10. percentil se v současnosti pohybuje okolo 61 let pro muže a 68 let pro ženy.

Obr. 35– Věk, jehož by se mělo dožít 90 % tabulkové generace v analyzovaných zemích, 1955–2016, ženy



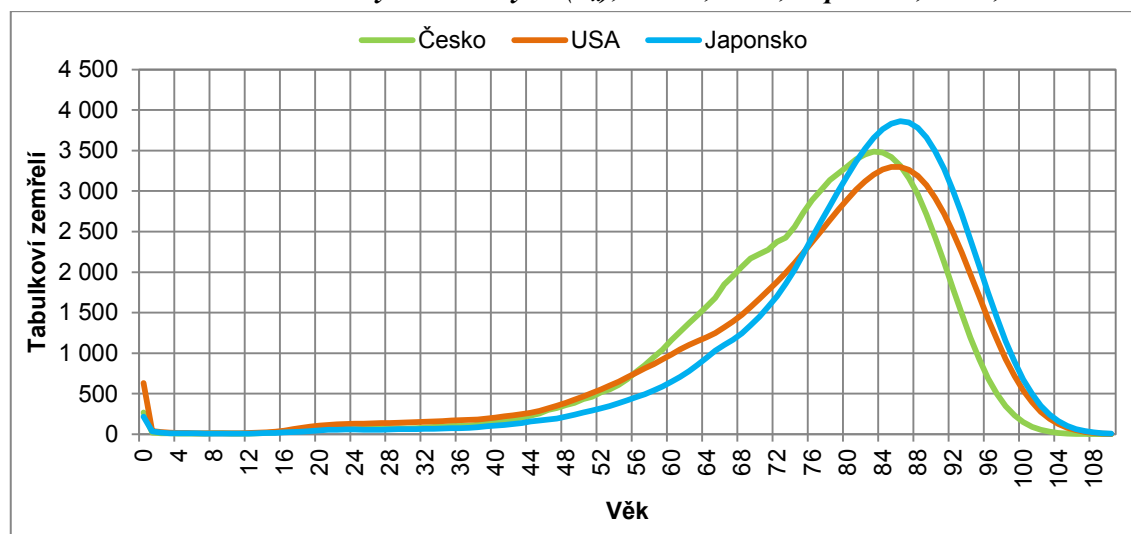
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Nejvyššího věku se dožije 90 % tabulkové generace obecně v Japonsku, v případě mužů lze hovořit i o Švédsku. V roce 2016 mohlo očekávat 90 % mužů, že se dožije alespoň 64 let v Japonsku a 64,5 let ve Švédsku. Pro ženy se jednalo o věk 72,6 let v Japonsku a 69,2 let ve Švédsku.

Naopak nejdříve z tabulkové generace zemřelo 10 % osob v Česku, na Tchaj-wanu či v USA. Zatímco Česko se mohlo ještě srovnávat s některými vyspělými státy, USA a muži na Tchaj-wanu se dle vývoje v posledních letech výrazněji odlišovali od ostatních zemí. Není bez zajímavosti, že muži v USA i na Tchaj-wanu mají vyšší naději dožití při narození než Češi. V roce 2014 mohlo očekávat 90 % mužů v Česku, že se dožije alespoň 58 let, avšak v USA či na Tchaj-wanu se jednalo pouze o 55 let. Naopak naděje dožití při narození (pro Čechy 75,7 let) byla v USA a na Tchaj-wanu o jeden rok vyšší.

Pokud dojde k porovnání průběhu funkce tabulkových zemřelých (d_x) pro muže v Česku, USA a potenciálně vzorovém Japonsku (viz Obr. 36), je patrné, že USA se v roce 2014 od Česka odchylovaly zejména ve vyšší pravděpodobnosti úmrtí v kojeneckém věku. V USA byl počet tabulkových zemřelých vyšší než v Česku v roce 2014 pro muže až do věku 55 let, po tomto věku se začala intenzita úmrtnosti v Česku výrazněji zvyšovat. Právě výrazněji vyšší intenzita úmrtnosti ve stáří v Česku způsobuje, že je naděje dožití při narození nižší než v USA.

Obr. 36 – Rozložení tabulkových zemřelých (d_x), Česko, USA, Japonsko, 2014, muži

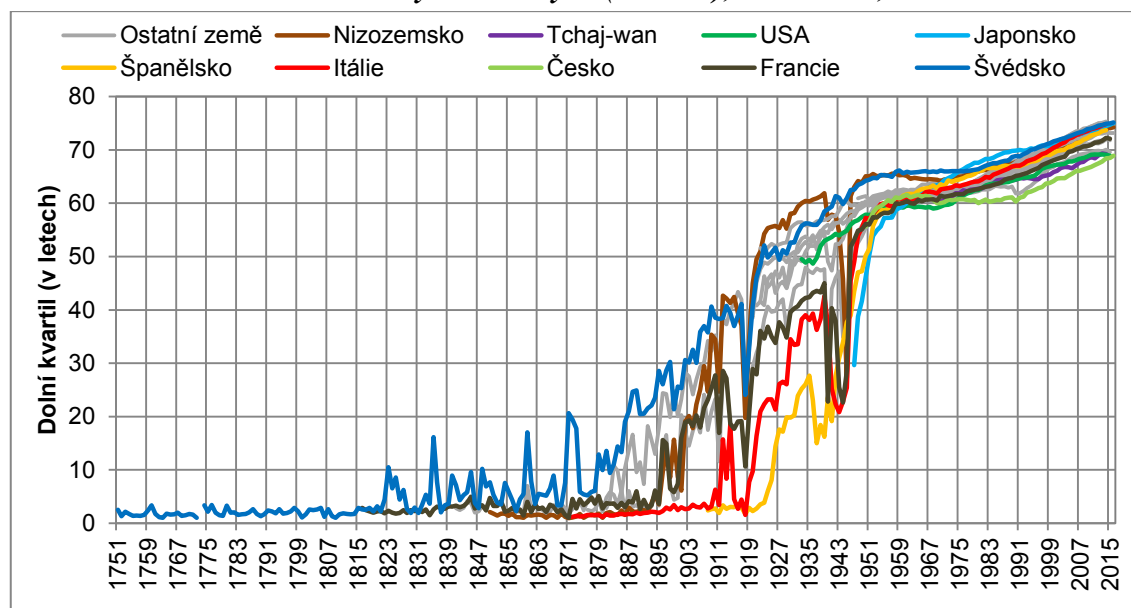
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.2.2 Horní a dolní kvartil

Rostoucí hodnoty kvantilů popisují posun úmrtí do vyšších věků a potenciálně i nepřímou koncentraci úmrtí do vyšších věků. Další pohled na průběh funkce d_x nabízí stanovení dolního a horního kvartilu. Z pohledu analýzy komprese úmrtnosti je pak podstatná následná analýza mezikvantilových rozpětí.

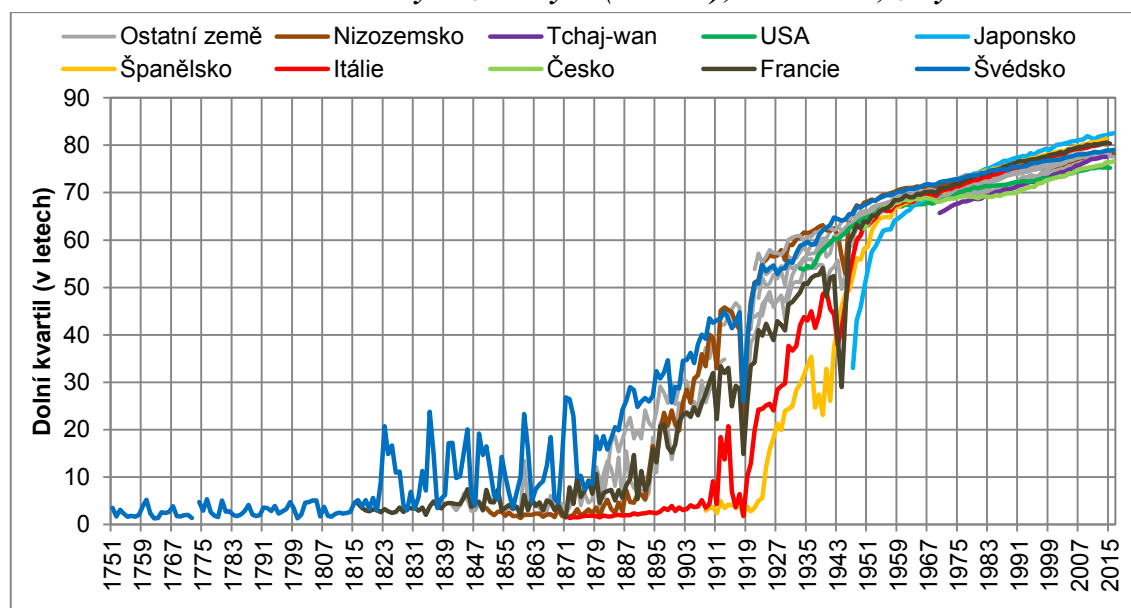
Dolní kvartil zachycuje věk, kterého se nedožilo prvních 25 % tabulkových zemřelých. Historicky byly jeho hodnoty velmi nízké. Dle dostupných dat se mělo 75 % tabulkové generace dožít plnoletosti ve vyspělých státech teprve po první světové válce ve 20. letech. První světová válka a navazující pandemie španělské chřipky částečně odsunuly 75% šanci dožít se plnoletosti – zatímco např. v Itálii je vliv první světové války patrný, ve Španělsku vývoj dolního kvartilu nenaznačoval před první světovou válkou významné zvyšování hodnot. Vývoj dolního kvartilu od roku 1751 lze vidět na Obr. 37 a Obr. 38. I v případě dolního kvartilu platí obecně platné, že ženy mají ve stejném věku nižší pravděpodobnost úmrtí než muži, a tak pro ně má i dolní kvartil vyšší hodnotu než pro muže.

Až do začátku 19. století zemřela dle dostupných dat čtvrtina tabulkové generace do svých pěti let. Od 19. století jsou dostupná data za více zemí, a zatímco u většiny se stále držel dolní kvartil okolo hranice pěti let, v případě Švédska začal výrazně oscilovat a v některých letech i prolomil hranici 20 let u žen a 10 let u mužů. Jasnější nárůst je patrný až na konci 19. století, a to jen v některých zemích – nejdříve z analyzovaných ve Švédsku a ve Švýcarsku. Tento nárůst upozorňuje na tehdejší výrazné snižování pravděpodobnosti úmrtí v kojeneckém věku, které počátkem 20. století vyústilo v případě Švédska k nárůstu hodnoty 10. percentilu (později následované i dalšími státy). Toto období je charakteristické vysokou variabilitou dolního kvartilu mezi státy, kde nejvyšších hodnot bylo dosahováno ve Švédsku, Švýcarsku či Nizozemsku a protipólem byla Itálie a Španělsko. Před první světovou válkou v roce 1913 byly hodnoty dolního kvartilu v analyzovaných zemích 2,7–40,7 let pro muže a 3,4–45,8 let pro ženy.

Obr. 37 – Dolní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 38 – Dolní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1751–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Konvergence mezi státy zpomalená druhou světovou válkou probíhala až do 50. let 20. století, kdy se variabilita ve sledovaném vzorku relativně ustálila. Dolní kvartil se v souboru sledovaných zemí posunul o více než 40 let od začátku 20. století, kdy v některých z nich již přesahoval 20 let, ale v dalších byl stále pod hranicí pěti let, do 60. let 20. století, tehdy již měli muži 75% šanci dožít se alespoň zhruba 60 let a ženy 70 let.

Koncentrování úmrtí do vyšších věků probíhalo i nadále, přičemž akcelerace růstu dolního kvartilu proběhla s nástupem kardiovaskulární revoluce v 70. letech 20. století. Na počátku 20. století zemřelo prvních 25 % tabulkové populace v dětském věku, případně ve věku 20–30

let, a zbylá úmrtí byla rozprostřena na mnohem širším věkovém intervalu. O sto let později, v roce 2000, se dolní kvartil pohyboval okolo 69 let pro muže a 76 let pro ženy – modální věk se přitom tak výrazně nezměnil a vzrostl zhruba o deset let. Vývoj hodnot dolního kvartilu dokládá jasně posun úmrtí do vyššího věku a zároveň pomalejší růst modálního věku ve vyšším věku vypovídá o koncentraci úmrtí ve stáří, byť doprovázeného posunem modálního věku.

Tab. 9 – Vývoj hodnot dolního kvartilu tabulkových zemřelých v letech – statistické shrnutí pro vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	2,5	19,8	46,2	59,2	59,3	60,0	60,3	64,2	67,2
Průměr	11,5	44,7	57,8	61,5	62,2	64,0	66,1	69,0	72,1
Medián	8,0	47,9	57,8	61,3	62,0	64,0	66,5	69,4	72,9
Maximum	25,6	58,1	65,1	65,6	66,2	67,6	69,9	71,6	74,8
Variační rozpětí	23,2	38,3	18,9	6,4	6,8	7,6	9,6	7,5	7,6
Var. koeficient (%)	80,4	25,6	8,5	2,9	2,7	2,9	3,6	3,0	3,1
	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	2,8	24,4	49,8	65,2	65,7	68,6	69,9	73,0	75,2
Průměr	18,7	49,2	63,5	68,2	69,4	71,9	74,0	76,2	78,4
Medián	19,1	52,4	64,6	68,3	69,2	72,1	74,5	76,1	78,2
Maximum	29,1	60,1	67,9	70,8	72,2	74,1	77,3	79,6	81,3
Variační rozpětí	26,2	35,7	18,1	5,6	6,5	5,5	7,4	6,6	6,1
Var. koeficient (%)	48,6	22,5	7,0	1,8	2,2	2,6	2,8	2,4	2,1

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

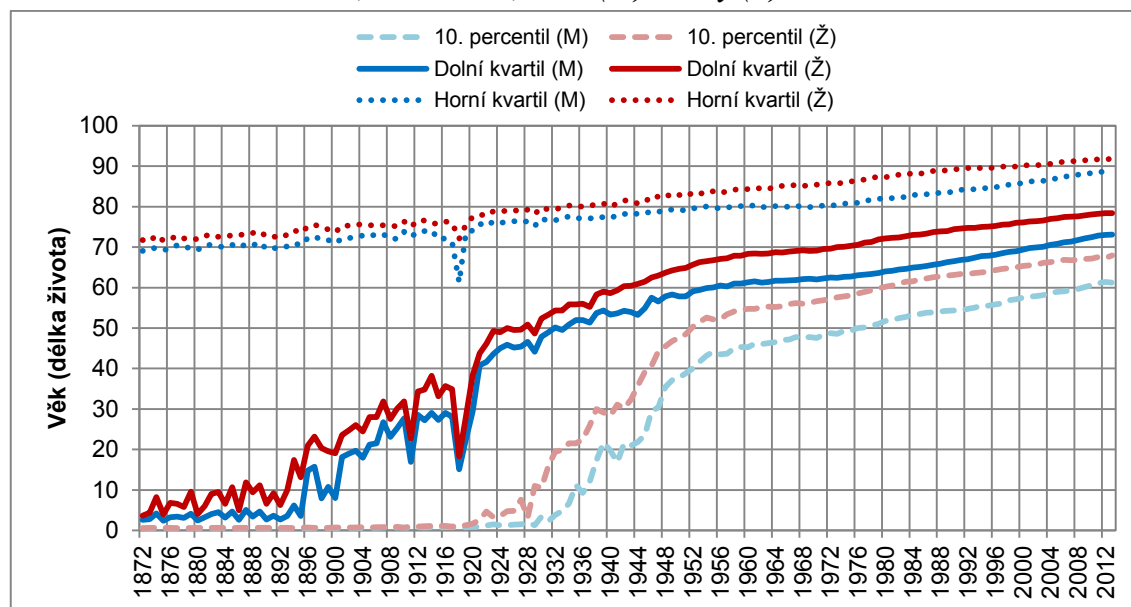
Úmrtí se posunula do tak vysokého věku, že v roce 2011 měli muži 75% šanci dožít se zhruba 67–75 let a ženy 75–81 let v hodnoceném souboru zemí. Během jediného století se pravděpodobnost úmrtí v dětském a středním věku snížila zcela bezprecedentním tempem a stále více osob se dožívá stáří, potažmo starobního důchodu. Zatímco pro muže ještě nemusel 10. percentil tabulkových zemřelých představovat věk nároku na pobírání starobního důchodu (záleží na zemi), v případě dolního kvartilu již lze očekávat, že rozpětí 67–75 let by mělo zahrnovat i období starobního důchodu. Naproti tomu 10. percentil již v současnosti u žen (s výjimkou USA) přesahuje v analyzovaných zemích věk 65 let.

Zatímco prvních 10 % tabulkových zemřelých v USA v současnosti zemře mezi porovnávanými státy nejdříve, v případě ukazatele dolní kvartil tomu již tak není – hodnoty dolního kvartilu jsou srovnatelné s Českem, v případě mužů dokonce o zhruba rok vyšší. Tento fakt je způsobem odlišným průběhem křivky d_x , na který již bylo upozorněno v předchozí kapitole (viz Obr. 36) – v USA je vyšší intenzita úmrtnosti než v Česku v dětském a středním věku, s přibližujícím se stářím se rozdíly stírají až nakonec ve stáří je intenzita úmrtnosti vyšší v Česku.

Porovnání dolního kvartilu a 10. percentilu lze vidět na Obr. 39 (v grafu znázorněna střední hodnota analyzovaného souboru), který je doplněn i o ukazatel horní kvartil. Na jedné straně se

z tabulkových generací dožívá stále více osob stáří, na straně druhé však vzhledem ke stále větší koncentraci úmrtí ve vysokém věku nedochází k tak výraznému posunu vyšších percentilů (např. horní kvartil) jako u nižších percentilů (zde myšlen např. zmiňovaný 10. percentil či dolní kvartil). Tento vztah mimo jiné dokládá i zvyšující se modální věk, který byl ale doprovázen snižující se nadějí dožití v modálním věku.

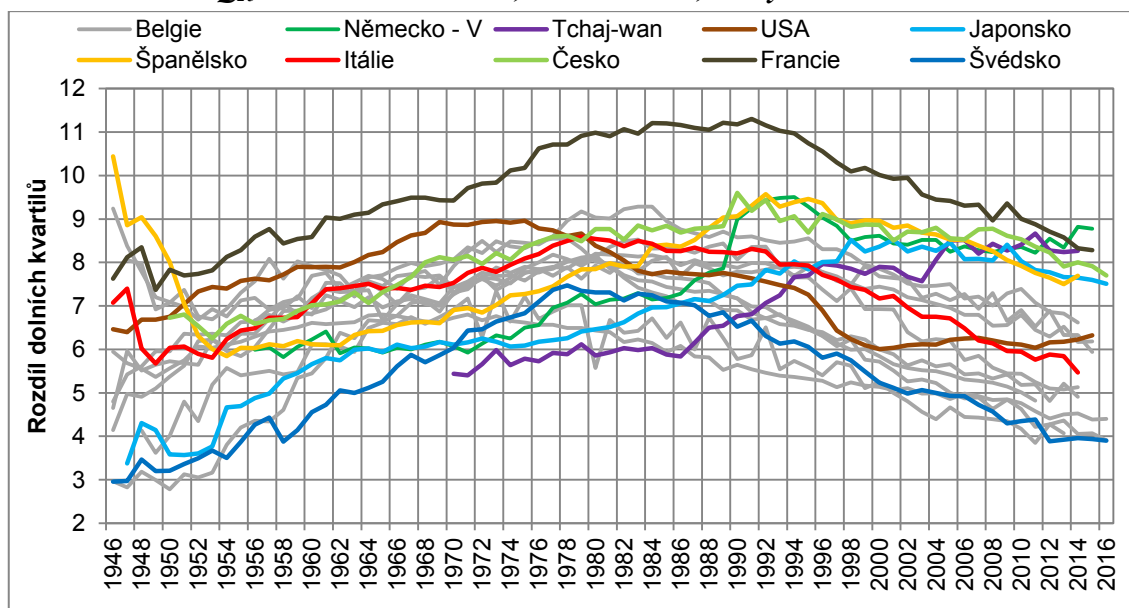
Obr. 39 – Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) vyjádřené ukazateli 10. percentil, dolní kvartil a horní kvartil, 1872–2013, muži (M) a ženy (Ž)



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Období vybráno na základě dostupnosti dat. V grafu je znázorněna pro každý rok mediánová hodnota ukazatele (dolní kvartil, horní kvartil, medián, modální věk) ze souboru analyzovaných zemí. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Jestliže v analýze střední délky života při narození (viz kapitola 3.1 a Obr. 6) bylo zjištěno, že po druhé světové válce se rozdíl mezi muži a ženami vlivem stagnace hodnoty ukazatele v 50. a 60. letech 20. století zvětšoval a později s přibývajícím dopady (akcelerace růstu naděje dožití u mužů) spojenými s kardiovaskulární revolucí se opět snižoval, v analýze rozdílu věku v dolním kvartilu mezi ženami a muži lze dospět ke stejnému závěru (viz Obr. 40). Ve většině států měl rozdíl v dolním kvartilu mezi ženami a muži zmíněný průběh, ale stejně jako u střední délky života při narození byly výjimkou Japonsko a Tchaj-wan, u nichž křivka rozdílu neměla podobu převráceného U, nýbrž trend byl výhradně rostoucí, zakončený stagnací. V případě dolního kvartilu se tomuto „asijskému“ průběhu přiblížilo i Česko, východní Německo či Španělsko. Z tohoto důvodu se variabilita v rozdílu mezi ženami a muži v dolním kvartilu v posledním desetiletí zvýšila.

Obr. 40– Rozdíl Q_{25} mezi ženami a muži, 1948 až 2016, analyzované země

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Diference byla vypočtena jako hodnota pro ženy - hodnota pro muže.

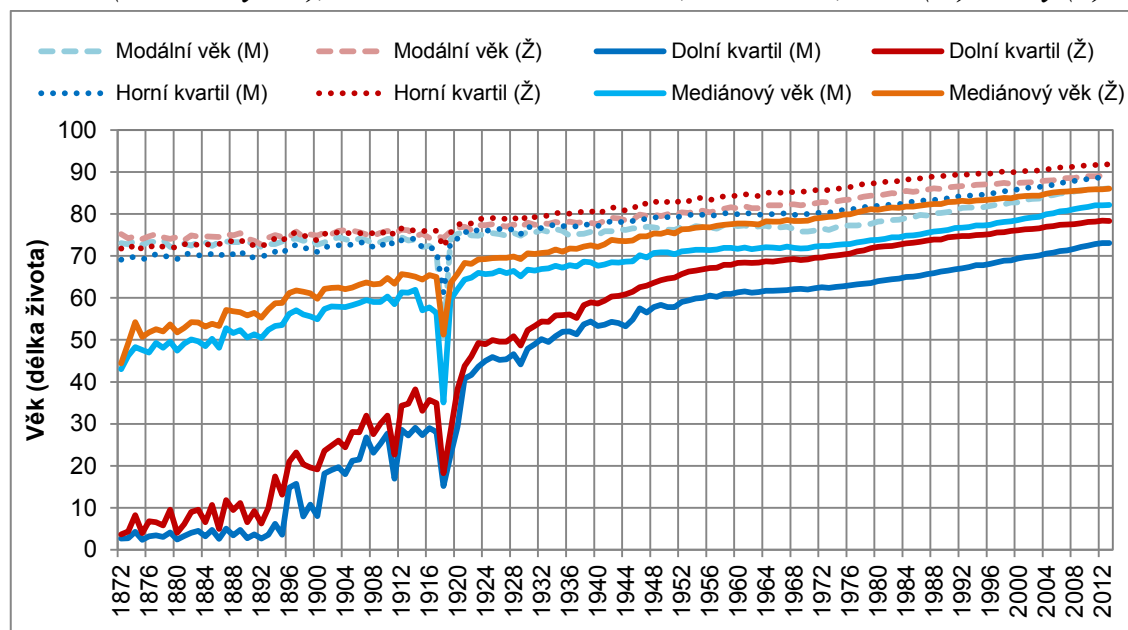
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Od roku 1950 byl rozdíl v dolním kvartilu mezi pohlavími nejvyšší ve Francii za stát. Po většinu období se Francie významně lišila od ostatních států. Naopak ve Švédsku jsou obecně dlouhodobě rozdíly mezi pohlavími nejmenší. Zatímco v roce 2015 se mělo ve Francii 75 % mužů dožít 72,1 let a v případě žen 80,4 let, ve Švédsku nebyl rozdíl osm let, nýbrž pouze čtyři roky – 75 % mužů mohlo očekávat dožití se věku 75,0 let a ženy 78,9 let.

Na základě analýz 10. percentilu a dolního kvartilu věku tabulkových zemřelých již byl popsán přesun tabulkových zemřelých z dětského věku a středního věku do vyšších věků, potažmo až do ekonomicky neaktivní části života. Ucelenější přehled o rozložení počtu zemřelých do jednotlivých věků pomohou dále dotvořit ukazatele – modus (modální věk), medián (mediánový věk) a horní kvartil. Na Obr. 41 je znázorněn vztah jednotlivých ukazatelů přímo či nepřímo popisujících proces koncentrace úmrtnosti od roku 1872¹⁶ v analyzovaných zemích. Křivky v grafu tvoří střední hodnota (medián) mezi sledovanými zeměmi. Dle grafu je patrné, že koncentrování úmrtnosti probíhalo zejména poklesem intenzity úmrtnosti v nižším věku a středním věku. Určení intervalů zahrnujících 50 % zemřelých se věnuje následující kapitola 3.2.2.3.

¹⁶ Od roku 1872 jsou k dispozici data pro pět zemí, a tak by výsledná střední hodnota neměla být tak výrazně ovlivněna zařazením další časové řady do výpočtu.

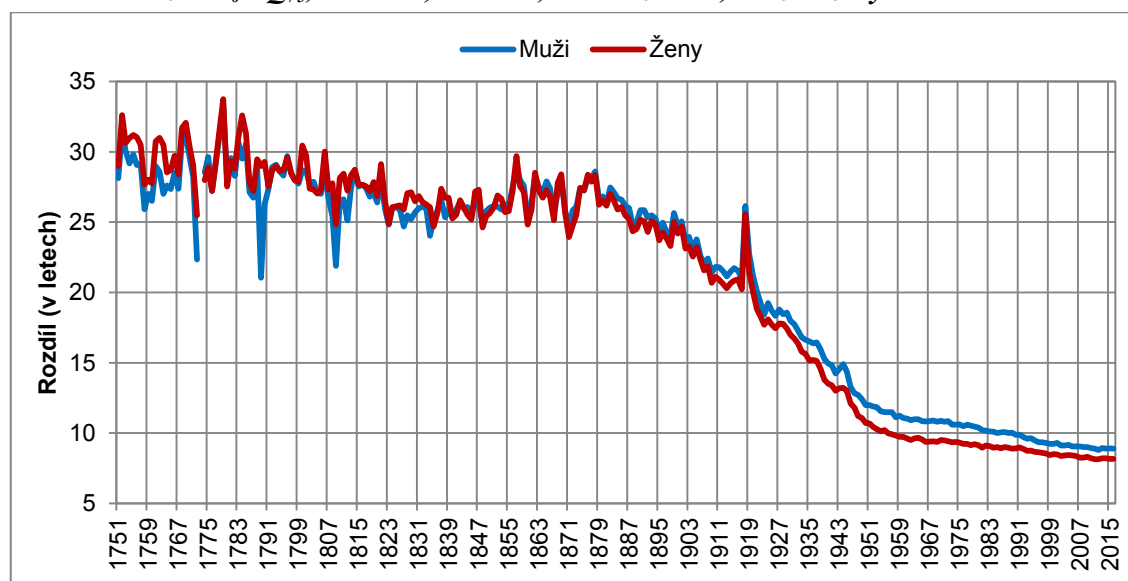
Obr. 41 – Rozložení počtu tabulkových zemřelých (d_x) vyjádřené ukazateli dolní kvartil, medián (mediánový věk), horní kvartil a modální věk, 1872–2013, muži (M) a ženy (Ž)



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu je znázorněna pro každý rok mediánová hodnota ukazatele (dolní kvartil, horní kvartil, medián, modální věk) ze souboru analyzovaných zemí. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 42 – Rozdíl $e_0 - Q_{75}$, Švédsko, v letech, 1751 až 2016, muži a ženy



Poznámky: Rozdíl vypočten jako hodnota horního kvartilu - naděje dožití při narození.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Horní kvartil se dle dat za Švédsko (stát s nejdelší časovou řadou) od roku 1751 z počátku pohyboval okolo 65 let pro muže a okolo 70 let pro ženy, přestože naděje dožití při narození byla v 18. stol. jen okolo 40 let. Horní kvartil rostl oproti dolnímu kvartilu či právě střední délce života při narození jen pomalým tempem. Postupně se tedy snižoval rozdíl hodnot naděje dožití při narození a horního kvartilu – příklad Švédska je na Obr. 42: rozdíl činil 25–30 let v 18. stol., avšak ve 20. století postupně klesl rozdíl na méně než 10 let. Stalo se sice pravděpodobnější

dožít se vyššího věku než dříve, zároveň se však snížila variabilita věku při úmrtí, takže se snížila pravděpodobnost, že člověk výrazněji přežije průměrný očekávaný počet let života.

Tab. 10– Absolutní přírůstek (v letech) dolního kvartilu, mediánu, modu a horního kvartilu tabulkových zemřelých, 1893–2013, muži a ženy

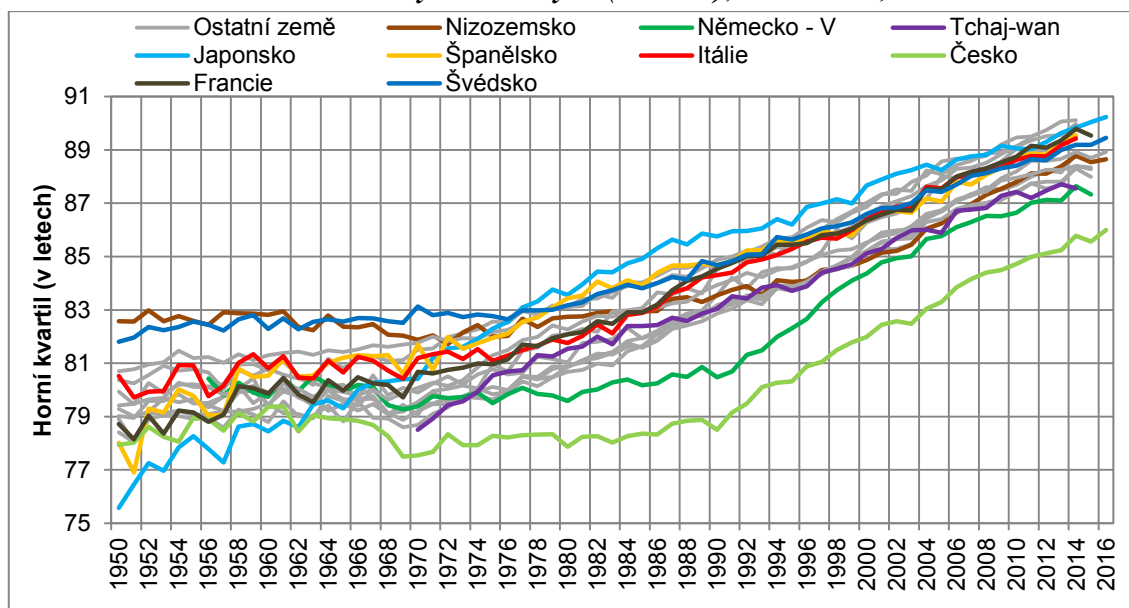
Muži								
Rozdíl let	1893 - 1873	1913 - 1893	1933 - 1913	1953 - 1933	1973 - 1953	1993 - 1973	2013 - 1993	2013 - 1953
Dolní kvartil	0,8	23,6	22,3	9,9	3,0	5,0	5,7	13,7
Mediánový věk	6,2	8,8	5,8	4,2	1,1	4,5	5,3	10,9
Modální věk	0,1	0,8	2,1	0,6	-0,2	5,4	4,5	9,7
Horní kvartil	0,4	3,9	3,0	2,6	0,6	4,0	4,3	9,0
Ženy								
Rozdíl let	1893 - 1873	1913 - 1893	1933 - 1913	1953 - 1933	1973 - 1953	1993 - 1973	2013 - 1993	2013 - 1953
Dolní kvartil	5,7	24,8	19,5	12,0	3,7	4,8	3,6	12,0
Mediánový věk	8,1	8,2	5,4	5,6	2,9	3,7	3,1	9,6
Modální věk	0,2	1,7	1,6	2,6	2,5	3,9	2,4	8,8
Horní kvartil	1,6	3,5	3,1	3,4	2,6	3,6	2,6	8,8

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Pro každý rok byla vypočtena mediánová hodnota ukazatele (dolní kvartil, horní kvartil, medián, modální věk) ze souboru analyzovaných zemí.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

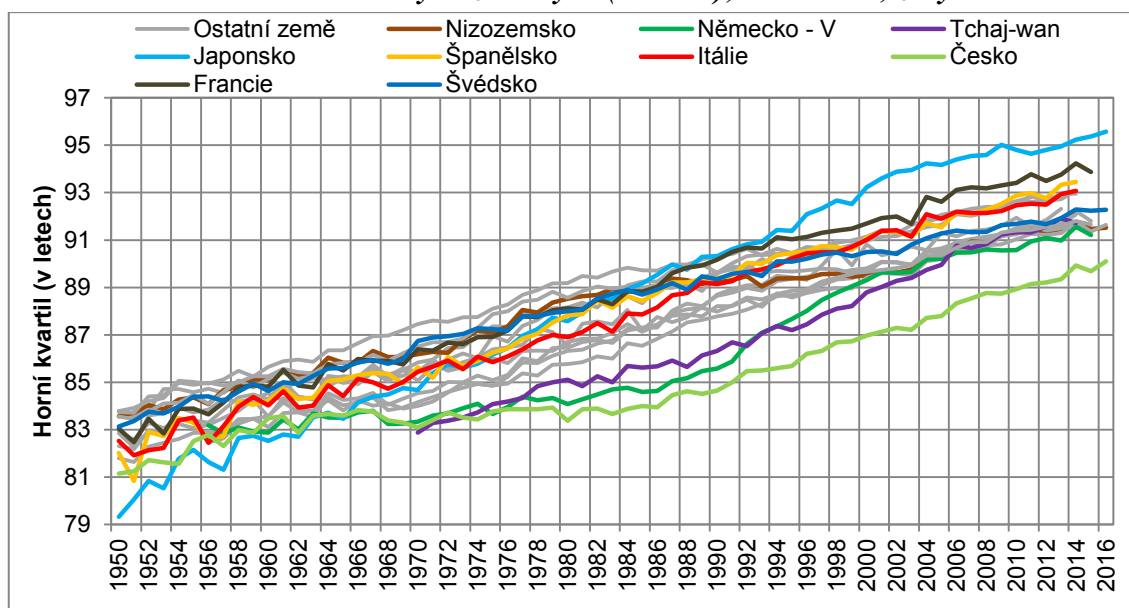
Rozdíly v konvergenci mezi zeměmi jsou patrné při porovnání pozic jednotlivých zemí u ukazatelů dolního a horního kvartilu. Zatímco v případě dolního kvartilu Česko patří ke státům s nejnižšími hodnotami (jako porovnatelné se jeví již výše zmiňované USA), v případě horního kvartilu lze hovořit až o zaostávání Česka za ostatními porovnávanými zeměmi, a to zejména v případě mužů. Graficky je pozice Česka v nedávné minulosti znázorněna na Obr. 43 a Obr. 44. Zároveň lze na grafech vidět, že ve východním Německu po znovusjednocení v 90. letech minulého století se dařilo snižovat pravděpodobnost úmrtí i ve vyšším věku, a tak je s ostatními státy relativně srovnatelné.

Mezi analyzovanými zeměmi lze pozorovat převážně dva extrémy u ukazatele horního kvartilu – jedná se o Čechy a Japonky. Muži v Česku při narození v roce 2016 měli 25% pravděpodobnost dožít se 86 let, mezi porovnávanými zeměmi je přitom střední hodnota 89 let a maximum v Japonsku činí 90 let. Nejblíže Čechům byli východní Němci, ti se však při stejné pravděpodobnosti měli dožít o 1,8 roku více. V případě žen měly Japonky vyšší věk (horní kvartil) zhruba o 1,5 roku oproti Španělkám. Japonky při narození v roce 2016 měly 25% šanci, že se dožijí 95,6 let. Naopak u Čechů lze očekávat mezi srovnávanými zeměmi nejnižší věk – horní kvartil činil 90,1 let. Východní Němky mohly při stejné pravděpodobnosti očekávat při narození dožití se o rok více než Češky.

Obr. 43 – Horní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1950–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 44 – Horní kvartil tabulkových zemřelých (v letech), 1950–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

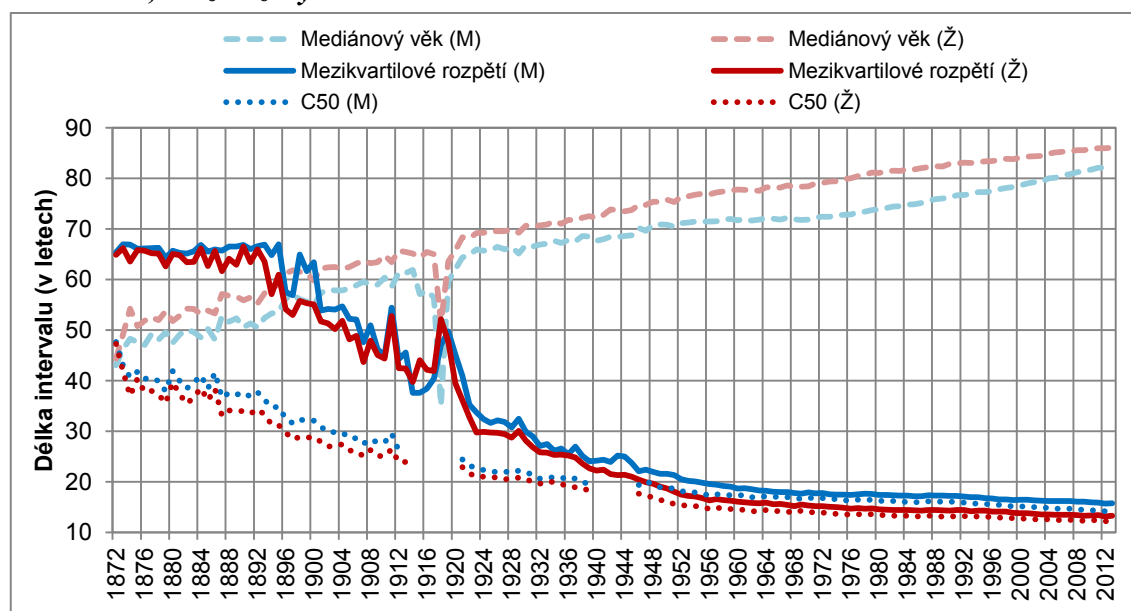
Vývoj hodnot horního kvartilu u žen za posledních 70 let je charakteristický svou absencí konvergence až slabou divergencí, resp. odklonem některých zemí. Část vyspělých zemí si byla blízká a s růstem hospodářské vyspělosti se k němu přidal i Tchaj-wan, (post)komunistické země zaostávaly a ještě nestihly Západ plně dohnat. Není zcela bez zajímavosti, že dle věku v horním kvartilu byly Češky v roce 2016 na úrovni Japonek v roce 1988. Zatímco ale v Japonsku dochází ke zpomalování růstu hodnoty horního kvartilu, v Česku bylo za posledních 15 let jedno z nejvyšších temp růstu mezi porovnávanými zeměmi – v souladu s vývojem ostatních ukazatelů délky života lze tedy očekávat konvergenci Česka k vyspělým zemím.

3.2.2.3 Analýza mediánu, IQR a C50

Proces komprese úmrtnosti ve vyšších věcích lze doložit na základě zužujícího se intervalu konkrétního počtu úmrtí – mezi takové ukazatele typicky patří ukazatele koncentrace úmrtí okolo modu (ukazatele skupiny C), ale lze mezi ně zařadit i mezikvartilové rozpětí reprezentující dobu, za kterou dojde k prostředním 50 % úmrtí z tabulkové generace. V následujících analýzách je popsán vývoj ukazatele C50 a IQR.

Mimo ukazatel C50 a mezikvartilové rozpětí též medián (či mediánový věk) udává, za jak dlouho zemře 50 % tabulkové generace. Jelikož v případě mediánu se jedná o prvních 50 % úmrtí, zvyšující se hodnota ukazatele sama o sobě vypovídá pouze o posouvání úmrtí do vyššího věku, při porovnání s modálním věkem a směrodatnou odchylkou nad modálním věkem (viz předcházející kapitoly) lze však komplexně posoudit proces, který lze označit jako posouvání úmrtí do vyššího věku doprovázeného kompresí úmrtnosti.

Obr. 45 – Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1872–2013, muži a ženy

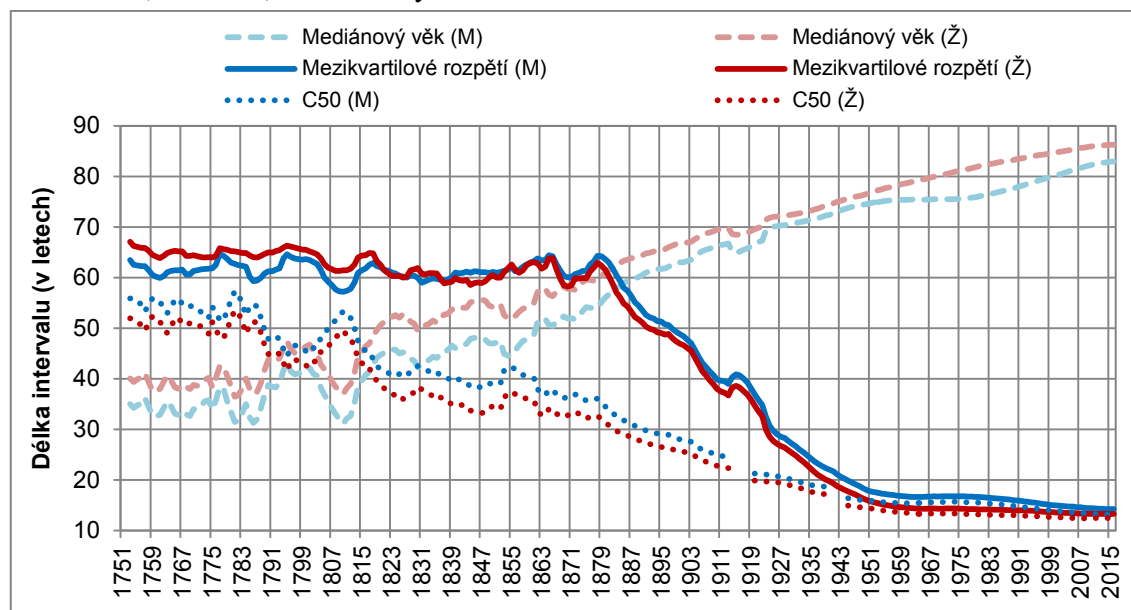


Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu je znázorněna pro každý rok mediánová hodnota ukazatele (medián, mezikvartilové rozpětí, C50) ze souboru analyzovaných zemí. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Souhrnný vývoj, jak se vyvíjela komprese úmrtnosti od roku 1872 a posouvání úmrtí do vyššího věku, je znázorněn na Obr. 45. V grafu je znázorněna mediánová hodnota ukazatelů vypočtených pro analyzované země. Delší časovou řadu však poskytují údaje za Švédsko, pro něž jsou data dostupná již od roku 1751, a tak umožňují pohled na vývoj v 18. a celém 19. století (viz Obr. 46). Ve všech případech nebyl počítán ukazatel C50 pro období první a druhé světové války, kdy neměla tabulková funkce d_x obvyklý průběh a mohla mít mimo kojeneckého věku dvě lokální maxima, a to ve věku 20–30 let a ve stáří. Typický vliv války na ukazatel C50 se projevuje zvýšením počtu úmrtí mezi roky 20 a 30 let, případně i obecně ve středním věku, a poklesem počtu tabulkových zemřelých ve stáří, v důsledku dekoncentrace úmrtnosti (vliv války na průběh funkce d_x znázorňuje Obr. 22).

Obr. 46 – Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1751–2016, Švédsko, muži a ženy



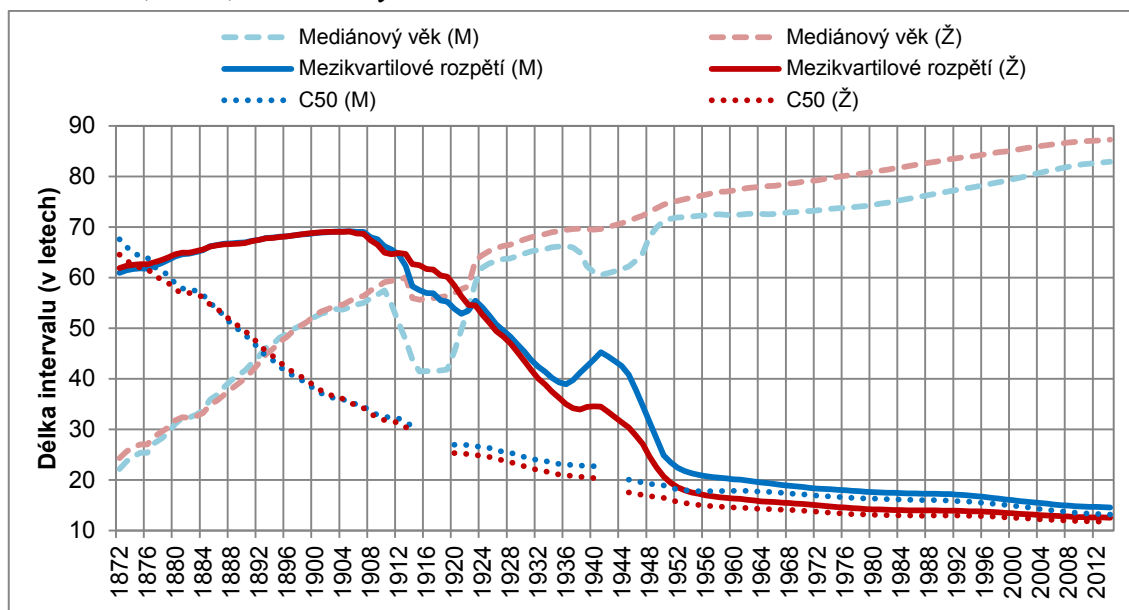
Poznámky: V grafu je znázorněn devítiletý klouzavý průměr zvolených ukazatelů (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), který vyhladil vysoce variabilní vývoj v 18. a 19. století. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Dle hodnot ukazatelů, jak jsou znázorněny na Obr. 45 a Obr. 46, se v 18. stol. a části 19. století úmrť koncentrovala do období po narození. Medián ve Švédsku byl až do počátku 19. století nižší než ukazatel C50, vyjadřující koncentraci 50 % úmrť ve vyšším věku. Jednalo se o období, kdy ve Švédsku čtvrtina tabulkové generace zemřela do 3–5 let od narození. Z dnešního pohledu extrémně vysoká kojenecká a dětská úmrtnost, případně ještě další vlivy, měly za následek, že se 40 let tehdy nedožila ani polovina tabulkové generace. Až teprve s tak výrazným poklesem dětské úmrtnosti v 19. století, že začala růst hodnota dolního kvartilu, začal růst i mediánový věk. Jelikož však Švédsko historicky mělo delší naději dožití při narození a obecně délku života, v rámci analyzovaných zemí došlo k překonání hodnoty C50 mediánem teprve v období po roce 1870 – tedy zhruba o půl století později než ve Švédsku. Zatímco ve Švédsku postupně překonal medián hodnotu C50 (průsečík zhruba ve 42 letech) na počátku 19. století, v zemích s vyšší intenzitou úmrtnosti v nízkém věku tomu bylo až na konci 19. století. K takovým zemím patří např. Itálie, pro niž lze vývoj od roku 1872 sledovat na Obr. 47.

V případě dosažení mediánového věku 40–50 let již dojde k takovému posunu úmrť do vyšších věků, že ukazatel C50 bude nižší než mediánový věk. To znamená, že úmrť se přestanou koncentrovat do části života navazující na narození a budou více koncentrována ve vyšším věku.

Obr. 47 – Ukazatele 50 % tabulkových zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), 1872–2014, Itálie, muži a ženy



Poznámky: V grafu je znázorněn devítiletý klouzavý průměr zvolených ukazatelů (medián, mezikvartilové rozpětí, C50), který vyhladil vysoce variabilní vývoj v 18. a 19. století. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

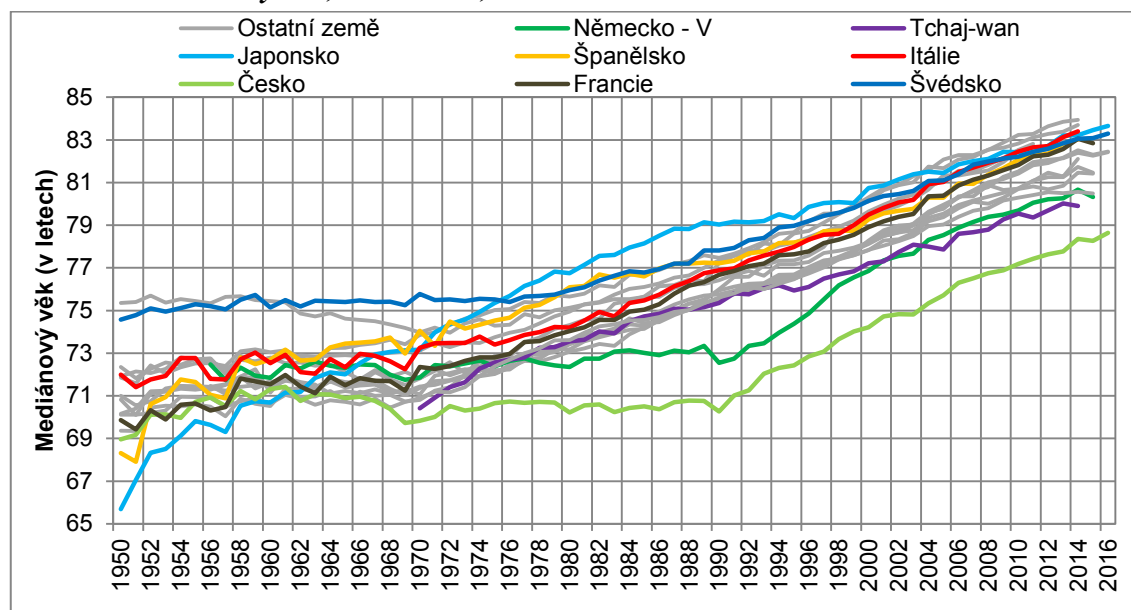
Mezikvartilové rozpětí se mezi sledovanými státy historicky dlouho výrazně neměnilo a oscilovalo mezi 60 a 70 roky. K jeho zužování došlo teprve v době poté, co se zhruba v rozmezí 40 a 50 let protнула křivka mediánového věku a ukazatele C50. Přitom historická úroveň (18. stol.) C50 byla dle Švédska v rozmezí 50–55 let a medián 30–40 let. Samotné zúžení interkvartilového rozpětí nebylo výrazné, dokud se na stejnou hodnotu nedostal i mediánový věk – společný průsečík lze umístit zhruba na věk (rozpětí) 60 let. Mediánový věk se po protnutí s hodnotou C50 musel zvýšit až o dalších 20, aby se dostal nad úroveň mezikvartilového rozpětí. V případě Švédska došlo k tomuto protnutí již okolo roku 1880, v Itálii však až okolo první světové války.

Zatímco růst mediánového věku byl z počátku způsoben poklesem pravděpodobnosti úmrtí od narození po střední věk, zužování mezikvartilového rozpětí bylo zprvu způsobeno hlavně růstem dolního kvartilu, kdy se více než tři čtvrtiny tabulkové generace začaly dožívat plnoletosti – tedy poklesem pravděpodobnosti úmrtí v dětství, případně mladistvém věku. Období první poloviny 20. století bylo dynamické jak výraznými změnami v hodnotách ukazatelů, tak z počátku výraznou divergencí mezi zeměmi způsobenou odlišnou dobou nástupu zlepšení zdravotní péče a podmínek k životu snižujících pravděpodobnost úmrtí i následnou konvergencí před druhou světovou válkou a těsně po ní.

Mediánový věk měl dle dostupných dat velice podobný vývoj jako ukazatel naděje dožití při narození. Z historických hodnot mezi 30 a 40 lety se po překonání hranice 40 let zanedlouho proťal s hodnotou ukazatele C50 a dále rostl. Hlavní období růstu mediánového věku lze široce vymezit druhou polovinou 19. století a první polovinou 20. století. Po druhé světové válce činil obvyklý mediánový věk zhruba 70–75 let. Mediánový věk žen byl po celé sledované období

vyšší, což odpovídá nižší intenzitě úmrtnosti žen než mužů v tom samém věku. Po druhé světové válce tento rozdíl činil obvykle pět let.

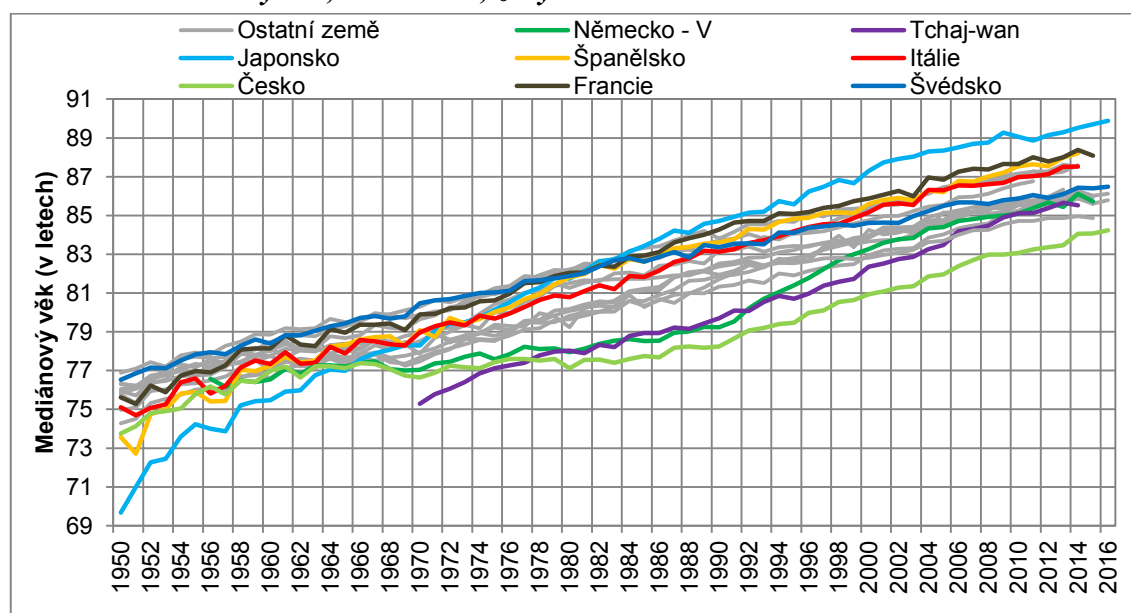
Obr. 48 – Mediánový věk, 1950–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 49 – Mediánový věk, 1950–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj hodnoty mediánového věku po druhé světové válce lze podrobněji sledovat na Obr. 48 a Obr. 49. Vývoj je podobný jako v případě naděje dožití při narození znázorněné na Obr. 4 a Obr. 5. V případě mužů mediánový věk v 50. a 60. letech 20. století stagnoval, u žen i nadále rostl. Švédové a Nizozemci, kteří měli po druhé světové válce mediánový věk okolo 75 let, stagnovali tak dlouho, až se téměř nelišili od ostatních vyspělých zemí.

Od ostatních zemí se významně rychlejším růstem mediánového věku odlišovalo Japonsko, a tak zatímco těsně po druhé světové válce mělo i o více než pět let nižší mediánový věk, v současnosti patří mediánový věk v Japonsku k těm nejvyšším. V případě Japonska je dokonce patrný rozdíl více jak jeden rok života od nejbližších hodnot jiných států. Mediánový věk japonských žen rostl tak výrazným tempem, že zatímco v ostatních zemích (vyjma Tchaj-wanu) po druhé světové válce rozdíl mezi ženami z počátku rostl a později opět klesal, v Japonsku se rozdíl mezi ženami a muži jen zvětšoval. V současnosti je nejvyšší mediánový věk (v Japonsku) okolo 84 let u mužů a 90 let u žen. Zatímco v Japonsku je rozdíl mezi pohlavími šest let, v rámci srovnávaných zemí je obvyklý rozdíl zhruba čtyři roky.

Stagnace mediánového věku se týkala nejvíce komunistických zemí – Česka a východního Německa, v kterých se kardiovaskulární revoluce projevila koncem 80. let (Raymanová, 2015). Zatímco ale východní Německo se dokázalo přiblížit ostatním vyspělým státům, Česko i po pádu komunismu za nimi stále zaostává. Polovina mužů v Česku mohla v roce 2016 při narození očekávat, že se dožije 78,6 let, ženy pak 84,2 let. Střední délka života při narození přitom byla pro muže 76,1 let a 81,8 let pro ženy.

Na rozdíl od mediánového věku jsou ukazatele C50 a mezikvartilové rozpětí ukazateli koncentrace úmrtnosti ve vyšším věku. Jelikož ženy se dožívají v průměru vyššího věku než muži, a to právě díky koncentrování úmrtnosti do vyšších věků, ukazatel C50 i mezikvartilové rozpětí mají vyšší hodnotu pro muže než pro ženy.

Již na obrázku Obr. 45 bylo vidět, že hodnoty ukazatele mezikvartilového rozpětí a C50 dlouhodobě klesají, přičemž mezikvartilové rozpětí klesalo výrazně rychleji než ukazatel C50. Po druhé světové válce se oba ukazatele svými hodnotami pozvolně přiblížily a postupně, jak pro ženy, tak i pro muže, klesla hodnota intervalu pod 20 let. V současnosti činí mezikvartilové rozpětí pro muže okolo 15,8 let a pro ženy okolo 13,3 roku. Ukazatel C50 má v současnosti šířku okolo 14,3 let pro muže a 12,3 let pro ženy. Od roku 1950 se tak mezikvartilové rozpětí zúžilo o téměř pět let, ukazatel C50 o zhruba čtyři roky u mužů a 3,5 roku u žen.

Ukazatele C50 a interkvartilové rozpětí zachycují shodně 50 % tabulkových zemřelých a jejich interval označuje podobnou část na křivce tabulkových zemřelých d_x . Shrnutí vývoje hodnot těchto ukazatelů od roku 1900 je v následujících dvou tabulkách (viz Tab. 11 a Tab. 12).

Tab. 11 – Interkvartilové rozpětí (v letech) tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	50,1	22,2	17,5	16,7	16,8	16,0	15,8	15,0	14,4
Průměr	60,3	32,7	21,7	18,8	18,0	17,7	17,4	16,7	16,2
Medián	63,4	30,0	21,6	18,7	17,9	17,4	17,2	16,5	15,9
Maximum	68,4	53,2	29,4	20,7	20,7	19,8	19,5	19,2	18,9
Variační rozpětí	18,3	31,0	11,9	4,0	3,9	3,8	3,7	4,3	4,5
Var. koeficient (%)	13,5	29,2	15,8	5,4	5,5	5,6	6,6	6,9	8,8

	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	46,8	22,0	15,7	14,3	14,4	13,5	13,0	12,7	12,3
Průměr	55,2	30,7	19,2	16,0	15,7	15,1	14,6	14,1	13,6
Medián	55,0	28,2	18,7	16,1	15,3	14,6	14,3	13,8	13,4
Maximum	68,4	52,0	29,6	18,2	18,3	17,7	17,5	16,5	16,3
Variační rozpětí	21,6	29,9	13,9	3,8	3,9	4,1	4,5	3,9	4,0
Var. koeficient (%)	13,8	31,4	18,1	6,4	6,9	7,9	8,0	6,7	6,6

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 12 – Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	29,0	18,5	15,7	15,4	15,6	14,7	14,6	13,9	13,3
Průměr	33,2	22,8	18,6	17,3	17,0	16,4	16,1	15,4	14,6
Medián	32,1	21,9	18,9	17,2	16,9	16,3	16,1	15,2	14,4
Maximum	38,8	29,6	21,7	19,5	19,5	18,5	17,9	17,2	17,0
Variační rozpětí	9,8	11,1	6,1	4,2	3,9	3,8	3,4	3,3	3,7
Var. koeficient (%)	11,1	14,1	9,4	5,4	5,5	5,2	5,6	5,8	7,6

	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	26,2	18,4	14,3	13,4	13,4	12,6	12,0	11,8	11,5
Průměr	30,4	21,0	16,4	14,5	14,4	13,9	13,5	13,0	12,5
Medián	28,9	20,6	16,2	14,5	14,1	13,5	13,1	12,7	12,4
Maximum	39,6	27,1	21,0	16,2	16,4	15,8	15,7	14,8	14,6
Variační rozpětí	13,4	8,7	6,7	2,8	3,0	3,2	3,7	3,0	3,1
Var. koeficient (%)	16,3	12,8	10,0	5,4	6,4	7,4	7,4	6,0	5,7

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

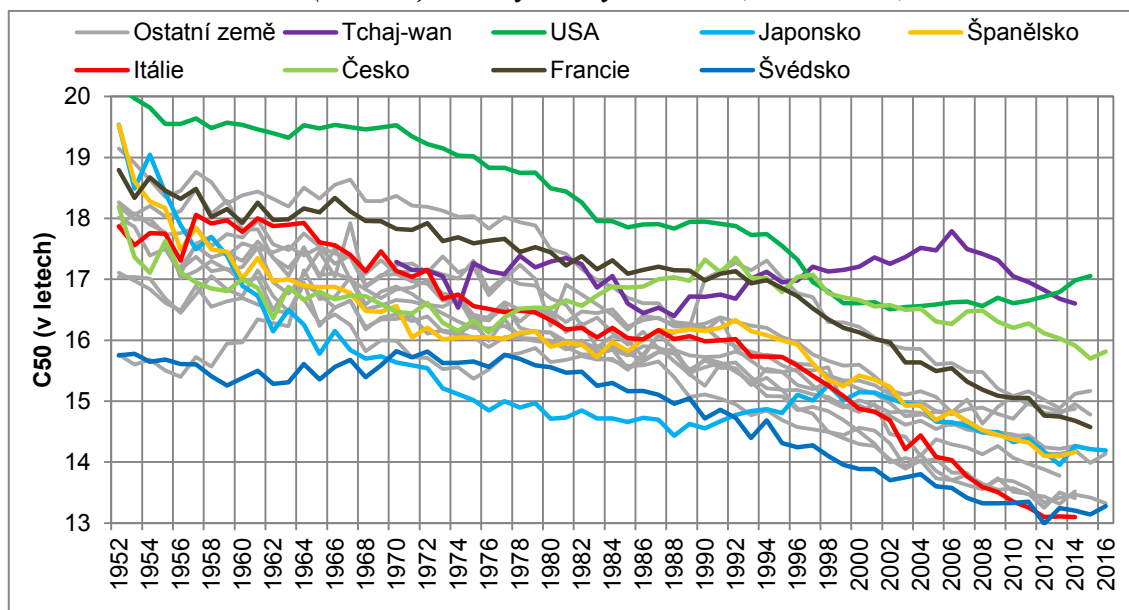
Vzhledem k výrazné podobnosti vývoje i hodnot ukazatelů interkvartilové rozpětí a C50 je dále v textu rozveden podrobněji vývoj pouze ukazatele C50. Korelační koeficient vycházel mezi těmito ukazateli v průměru 0,95 na datech od roku 1971 a 0,96 na datech od roku 1950.

Z dosavadních analýz vyplývalo, že s delší očekávanou délkou života – ať již vyjádřenou nadějí dožití při narození či mediánovým věkem – dochází ke koncentraci úmrtnosti ve vyšším věku. Lze tedy očekávat, že se hodnota ukazatele C50 s prodlužující délkou života bude snižovat. Tato spojitost se v jednotlivých analyzovaných státech projevuje odlišně (vazby mezi ukazateli e_0 a IQR, resp. C50 jsou podrobněji popsány v kapitole 4.1.1.2 a 4.1.1.3).

Dalo by se očekávat, že Česky budou mít jeden z nejširších intervalů C50 a Japonky naopak jeden z nejúžších, neboť v analyzovaném vzorku dat Česky žijí nejkratší dobu a Japonky nejdéle. Pro tyto země však obecná zjištění neplatí. Dle korelačního koeficientu se konkrétně odlišují nejvíce Japonky, Japonci, Češi, východní Němci a Tchaj-wanci, pro které vychází slabá až střední korelace. U všech ostatních skupin (států) je značí korelační koeficient mezi e_0 a C50 silnou negativní korelací (dle dat od roku 1971).

Při pohledu na vývoj ukazatele C50 od roku 1952 na Obr. 50 a Obr. 51 se může zdát u některých států, že ukazatel v posledních 20 letech spíše stagnuje, než že by klesal. S maximem d_x ukazatel C50 takřka 100% koreluje, vyjma Tchaj-wanců. V případě Tchaj-wanců je hodnota korelačního koeficientu (data od roku 1971) -0,82, pro všechny ostatní skupiny však činí průměrně -0,99. Ač tedy obecně dochází k posunu úmrtí do vyšších věků (růst e_0 a modálního věku), nemusí vždy docházet zároveň k významnější koncentraci úmrtí (snížování C50). Interval C50 je determinován počtem tabulkových zemřelých v maximu d_x .

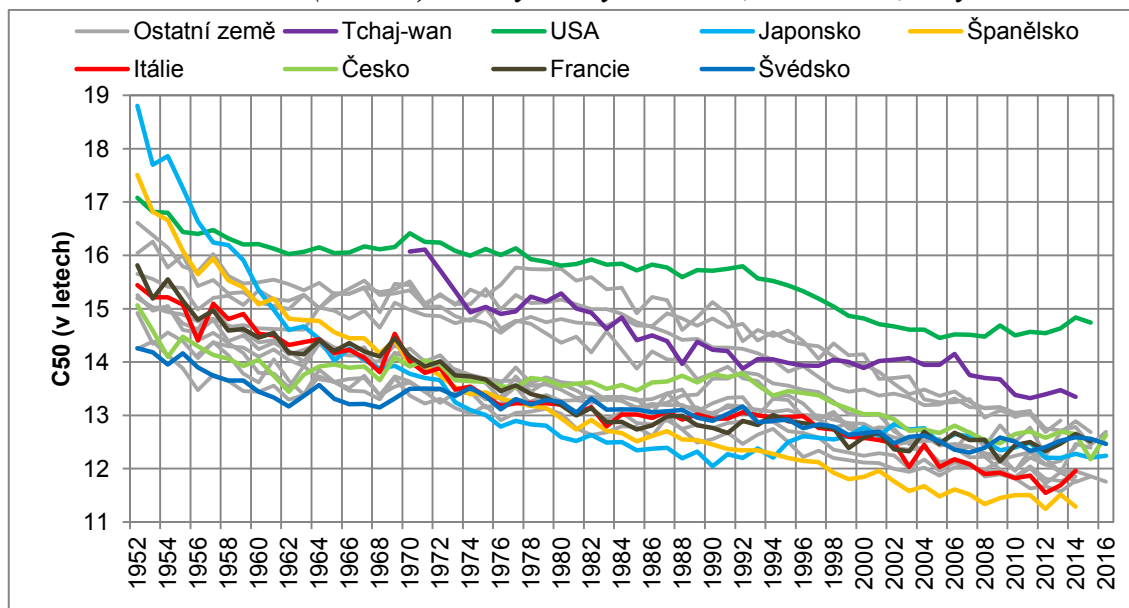
Obr. 50 – Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 51 – Ukazatel C50 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy



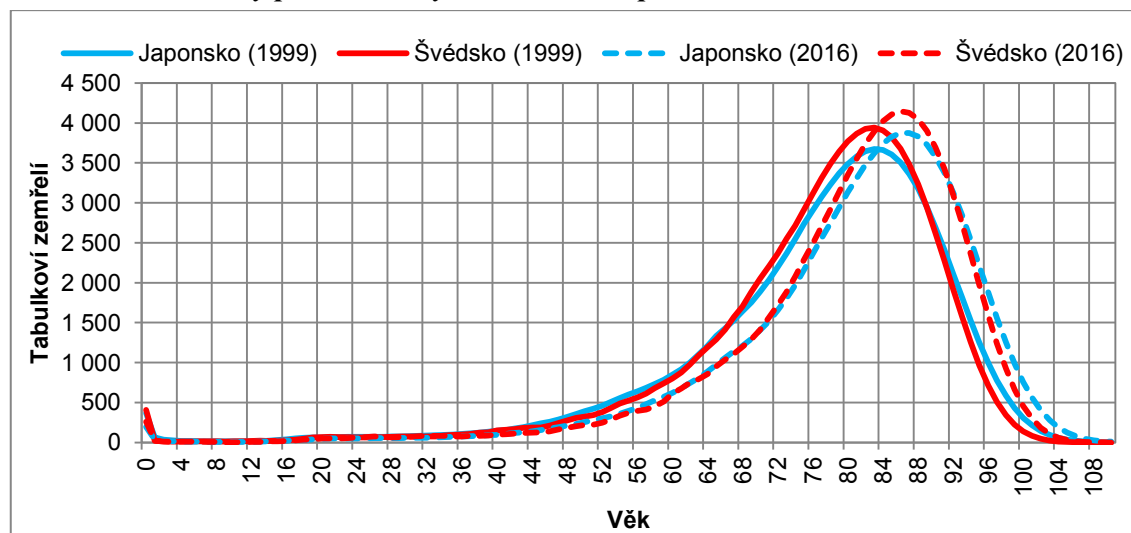
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

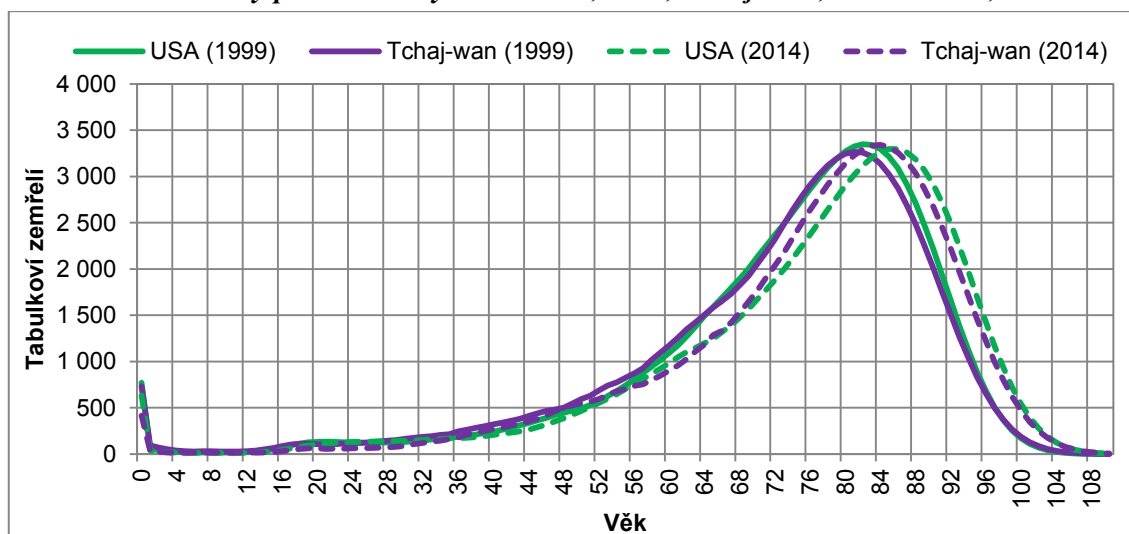
Odlišnosti ve vývoji hodnot ukazatele C50 a posunu modálního věku do stále vyššího věku lze ilustrovat na vývoji čtyř zemí – USA, Tchaj-wanu, Japonska a Švédska, a to konkrétně na vývoji tabulkové funkce d_x pro muže. V rámci srovnávaných zemí patří Japonci a Švédové k mužům s nejvyšší nadějí dožití při narození (okolo 81 let v roce 2016) a Tchaj-wanci a Američané naopak mají jednu z nejnižších nadějí dožití při narození (okolo 76,5 let). Ukazatel C50 mají vyšší USA a Tchaj-wan, navíc jeho hodnota posledních zhruba 20 let spíše stagnuje. Naopak Švédové mají dle ukazatele C50 nízkou variabilitu ve věku úmrtí a úmrtnost se jeví jako vysoce koncentrovaná – od roku 1977 do současnosti má C50 navíc slabě klesající trend. U Japonců je hodnota ukazatele C50 středně nízká a od roku 1998 má klesající tendenci, avšak do té doby ukazatel cca 20 let stagnoval.

Na Obr. 52 a Obr. 53 je vidět, jak se změnil průběh funkce tabulkových zemřelých (mužů) v Japonsku, Švédsku, USA a na Tchaj-wanu od roku 1999, kdy začal ukazatel C50 v Japonsku opět klesat. Potvrzuje se průběh, který dokládají ukazatele délky života a komprese úmrtnosti. Ve všech zmíněných státech se od roku 1999 posunula úmrtí do vyšších věků. Modální věk se v USA zvýšil o čtyři roky, v ostatních třech státech o tři roky. Samotná hodnota maxima d_x vzrostla v případě Japonska a Švédska, jak naznačovala větší komprese úmrtnosti dle C50 – a to o cca 200 zemřelých na 3876 tabulkových zemřelých v Japonsku a 4146 zemřelých ve Švédsku. V USA pokleslo maximum d_x od roku 1999 do roku 2014 o 52 tabulkových zemřelých a na Tchaj-wanu vzrostlo o 75 zemřelých, maximum d_x se tedy pohybovalo okolo 3300 tabulkových zemřelých.

Obr. 52 – Tabulkový počet zemřelých dle věku, Japonsko, Švédsko, 1999 a 2016, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

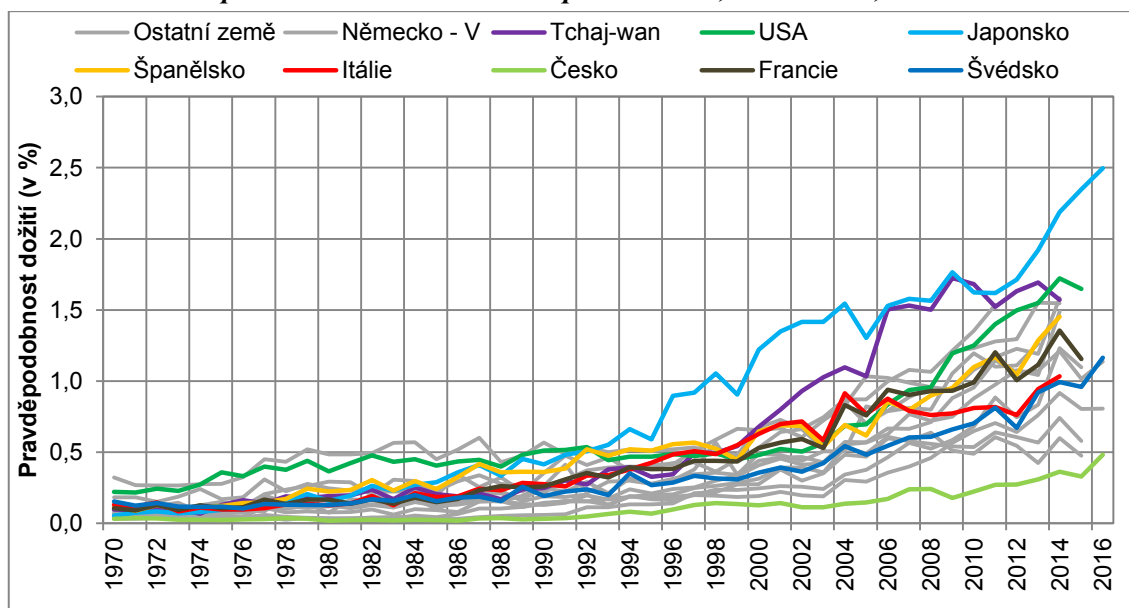
Obr. 53 – Tabulkový počet zemřelých dle věku, USA, Tchaj-wan, 1999 a 2014, muži

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Jakkoliv je tedy obvyklé, že se zvyšující se průměrnou délkou života se posouvají úmrtí do vyššího věku, ne u všech zemí (a pohlaví) je tento jev doprovázen výraznější kompresí úmrtnosti, kterou lze měřit např. pomocí ukazatele C50. Méně koncentrovaná úmrtí (širší interval C50), jako např. v USA a na Tchaj-wanu, se může projevit nižší průměrnou délkou života, ale zároveň díky vysoké variabilitě věku při úmrtí může znamenat, že těch nejvyšších věků se dožije větší podíl populace než ve státech s vyšší průměrnou délkou života. Tyto země lze typologicky označit za země s vyšší intenzitou úmrtnosti v dětském a středním věku, kvůli čemuž je průměrná délka života nižší, avšak ve stáří je intenzita úmrtnosti nižší než je obvyklé, a tedy i naděje dožití ve stáří (např. e_{80}) je vyšší než u států s obdobnou nadějí dožití při narození.

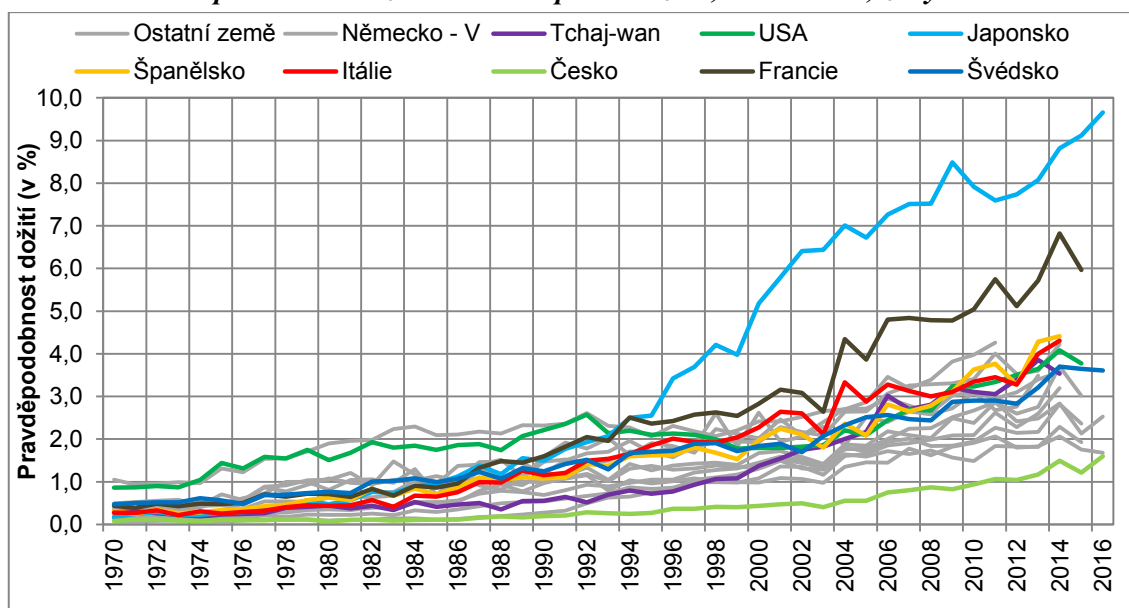
V další skupině zemí je intenzita úmrtnosti v dětském a středním věku srovnatelná, avšak ve stáří je nižší, než je obvyklé. U těchto zemí nejsou úmrtí ve stáří tak koncentrována a interval C50 je širší, než u jinak srovnatelných zemí. Příkladem takové země je Japonsko.

Ty dva výše zmíněné typy, které se odlišují výrazně od dalších srovnávaných zemí, mají i přes svoji výrazně odlišnou střední délku života při narození (v Japonsku nejvyšší, v USA jedna z nejnižších) dle úmrtnostních tabulek při narození nejvyšší pravděpodobnost dožít se 100 let. Vývoj pravděpodobnosti dožití se 100 let při narození od roku 1970 je pro muže znázorněn na Obr. 54. Právě díky snižování intenzity úmrtnosti v dětském a středním věku a posouvání modálního věku bez výrazné komprese úmrtnosti (která by se projevila zužováním intervalu C50), mají při narození v současnosti nejvyšší pravděpodobnost dožít se 100 let muži v Japonsku, USA a na Tchaj-wanu. Zatímco v celém souboru měli muži zhruba 1% šanci, v případě Japonců se jednalo o 2,5% pravděpodobnost dožít se 100 let.. Pro ženy činí v současnosti při narození pravděpodobnost dožít se 100 let dle vypočtených úmrtnostních tabulek cca 3,5 % a pro Japonky dokonce 9,7 %.

Obr. 54 – Pravděpodobnost dožití se 100 let při narození, 1970–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 55 – Pravděpodobnost dožití se 100 let při narození, 1970–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

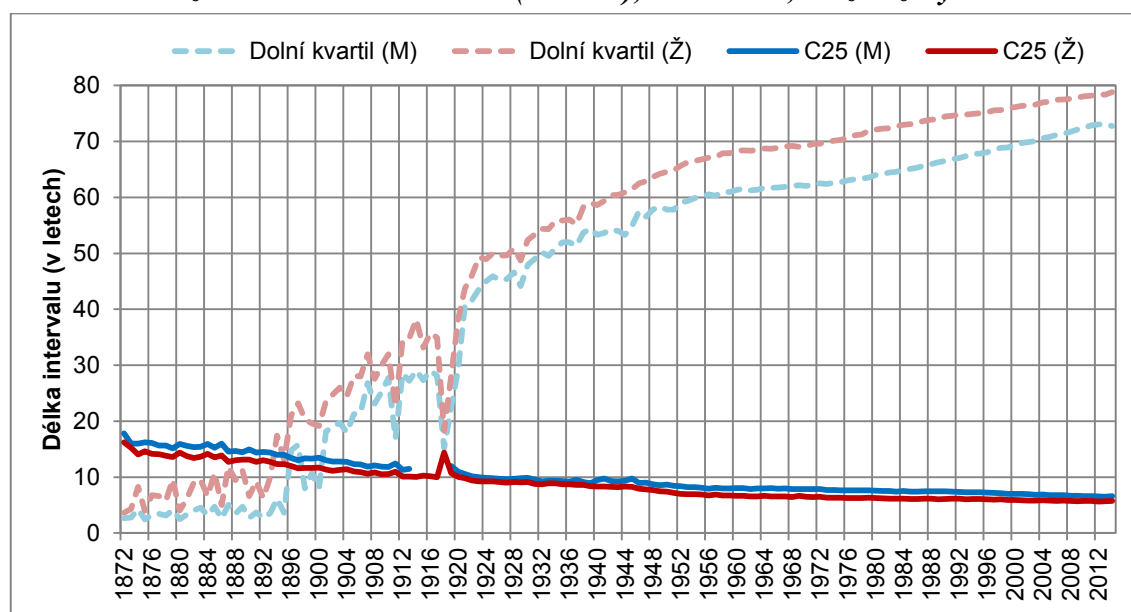
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.2.4 Ukazatele C10 a C25

Ukazatele C10 a C25 měří obdobně jako ukazatel C50 šířku intervalu okolo modu ve vyšším věku, v kterém zemře určený podíl tabulkové generace, zde 10 %, resp. 25 %. Jelikož po vyhlazení úmrtnostní křivky se rozdělení počtu tabulkových zemřelých dle věku okolo modu přiblížilo symetrickému rozdělení, spojitost mezi ukazateli C10 a C25 a ostatními ukazateli je obdobná jako vztah mezi ukazatelem C50 a ostatními ukazateli užitými v práci. Korelacemi se podrobněji zabývá kapitola 4.1 – s ukazateli C10 a C25 má C50 dle dat od roku 1971 korelační koeficient 99 %. Ukazatele C10 a C25 jsou pro ženy nižší než pro muže.

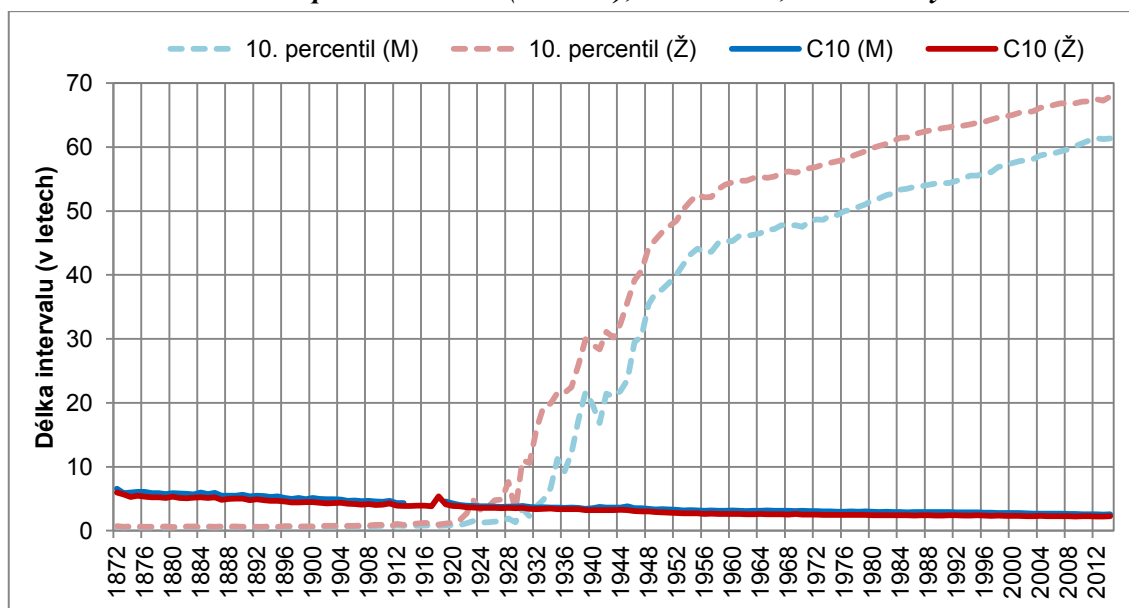
Dle dat dostupných pro Švédsko ukazatel C25 činil v polovině 18. stol. cca 22 let pro muže a pro ženy cca 19 let, postupně se však zužoval. Též ukazatel C10 se od roku 1751 i přes výraznou meziroční variabilitu zužoval z počátečních cca 8 let pro muže a 7 let pro ženy. Shrnutí vývoje za všechny analyzované země od roku 1872 (viz dostupnost dat na str. 24) zobrazuje Obr. 56 a Obr. 57. Jelikož ve Švédsku došlo k posunu úmrtí do vyšších věků a koncentraci úmrtnosti dříve, v grafech znázorněná mediánová hodnota je nad úrovní Švédska. Podstatou těchto dvou grafů je porovnání s intervaly zachycujícími stejný počet zemřelých, avšak namísto zahrnutí vyšších věků (okolo modu) se jedná o intervaly se začátkem v přesném věku nula let. Teprve když hodnota kvantilu přesáhla hodnotu ukazatele skupiny C (pro stejný podíl tabulkových zemřelých), došlo k přesunu koncentrace úmrtí z dětského věku do stáří – do té doby musel být ukazatel skupiny C počítán s vyloučením úmrtí v nejnižších věcích.

Obr. 56 – Ukazatele dolní kvartil a C25 (v letech), 1872–2014, muži a ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu je znázorněna pro každý rok mediánová hodnota ukazatele (dolní kvartil, C25) ze souboru analyzovaných zemí. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 57 – Ukazatele 10. percentil a C10(v letech), 1872–2014, muži a ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. V grafu je znázorněna pro každý rok mediánová hodnota ukazatele (10. percentil, C10) ze souboru analyzovaných zemí. Křivka pro muže označena (M) a pro ženy (Ž).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Čtvrtina tabulkové populace až zhruba do konce 19. století zemřela v nejkratším intervalu, který nebyl ve starším věku, nýbrž po narození. Poté, co docházelo ke kompresi úmrtnosti ve vyšším věku a zároveň snižování intenzity dětské úmrtnosti, se křivky dolního kvartilu a ukazatele C25 prořaly v hodnotě cca 12 let. Dokud tedy zemřela čtvrtina populace do dvanácti let po narození, tak se jednalo o nejužší možný věkový interval. Od počátku 20. století se hodnota dolního kvartilu nadále zvyšovala a interval C25 naopak zužoval.

V případě hledání intervalu představujícího 10 % zemřelých byly mezi sledovanými zeměmi až do meziválečného období nejužším intervalem roky po narození. Teprve překonání 3,5 roku věku 10. percentilem vedlo k přesunu nejužšího intervalu zachycujícího 10 % zemřelých do vyššího věku okolo modálního věku.

Ve Švédsku byl mezi sledovanými zeměmi posun nejdřívější – zhruba o deset let dříve došlo k vyrovnání intervalu po narození s ukazateli C10 a C25 než udává středová hodnota pro celý soubor analyzovaných zemí. Jakmile nastal tento rovnovážný stav, výrazně klesající dětská úmrtnost měla za následek, že věk určený 10. percentilem a dolním kvantilem tabulkových zemřelých rychle začal stoupat. Ukazatele C10 a C25 se i nadále pozvolna zužovaly.

Pozvolné zužování intervalů C10 a C25 bylo dáno v 19. století a první polovině 20. století zejména posunem úmrtí z dětského věku do vyšších věků. Postupně začínal růst nejen samotný modální věk, ale zejména počet úmrtí v modálním věku, jejichž počet se během 19. století zvýšil o zhruba tisíc úmrtí (viz kapitola 3.2.1). Osoby, které nezemřely v dětském věku, tak mohly prožít mnohem delší život.

Tab. 13 – Vývoj hodnot ukazatele C10 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	4,4	3,3	2,8	2,8	2,8	2,7	2,6	2,5	2,4
Průměr	5,0	3,9	3,3	3,1	3,1	3,0	2,9	2,8	2,6
Medián	5,1	3,9	3,4	3,2	3,1	3,0	2,9	2,7	2,6
Maximum	5,5	4,6	3,8	3,6	3,6	3,4	3,3	3,1	3,1
Variační rozpětí	1,1	1,3	0,9	0,8	0,8	0,7	0,6	0,6	0,7
Var. koeficient (%)	7,7	10,0	8,4	6,0	5,8	5,4	5,5	5,4	7,3
	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	4,0	3,3	2,6	2,4	2,4	2,3	2,2	2,2	2,1
Průměr	4,5	3,5	2,9	2,6	2,6	2,5	2,5	2,4	2,3
Medián	4,5	3,6	2,9	2,6	2,5	2,4	2,4	2,3	2,3
Maximum	4,9	3,9	3,6	2,9	3,0	2,9	2,8	2,7	2,6
Variační rozpětí	0,9	0,6	1,0	0,5	0,5	0,6	0,6	0,5	0,5
Var. koeficient (%)	7,5	6,6	8,7	5,3	6,4	7,4	7,2	5,8	5,6

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Interval C10 ještě v roce 1900 činil 4,5 roku pro ženy a cca 5 let pro muže ve vyspělých zemích. Mezi světovými válkami klesl o jeden rok a stal se skutečně nejužším intervalem, v kterém zemře 10 % tabulkové generace bez ohledu na intenzitu kojenecké úmrtnosti. Po druhé světové válce však začíná zužování zpomalovat. Jestliže za první polovinu 20. století poklesl ukazatel C10 zhruba o 1,6 roku, v druhé polovině činil pokles cca 0,5 roku. Komprese úmrtnosti se nejspíše začíná přibližovat svým limitům a pokles v řádu jednotek je již málo pravděpodobný. V roce 2011 medián ukazatele C10 činil 2,6 roku a u žen dokonce pouze 2,3 let. Absolutně nejužší interval měly Nizozemky, jichž dle úmrtnostních tabulek 10 % zemřelo v intervalu 2,1 let. To odpovídá skutečnosti, že měly mezi srovnávanými zeměmi rovněž nejvyšší hodnotu maxima d_x , a to 4 775 tabulkových zemřelých v roce 2016, což odpovídá zjištěné vzájemné závislosti (viz korelační analýza v kapitole 4.1). Podrobněji je průměrný vývoj ukazatele C10 uveden v Tab. 13.

Tab. 14 – Vývoj hodnot ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	11,6	8,5	7,2	7,1	7,2	6,8	6,7	6,5	6,1
Průměr	13,3	10,0	8,5	8,0	7,9	7,6	7,5	7,1	6,7
Medián	13,5	9,9	8,7	8,0	7,9	7,6	7,4	7,0	6,6
Maximum	14,6	12,1	9,7	9,3	9,2	8,6	8,3	7,9	7,8
Variační rozpětí	3,0	3,6	2,5	2,1	1,9	1,8	1,6	1,4	1,7
Var. koeficient (%)	8,1	10,8	8,6	5,8	5,7	5,3	5,6	5,5	7,4

	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	10,5	8,3	6,6	6,2	6,2	5,8	5,6	5,5	5,3
Průměr	11,8	9,2	7,5	6,7	6,7	6,4	6,2	6,0	5,8
Medián	11,7	9,1	7,4	6,6	6,5	6,2	6,1	5,9	5,8
Maximum	13,5	10,6	9,3	7,5	7,6	7,3	7,2	6,8	6,7
Variační rozpětí	3,0	2,2	2,7	1,2	1,4	1,5	1,6	1,3	1,3
Var. koeficient (%)	9,2	8,2	8,8	5,3	6,5	7,4	7,3	5,9	5,6

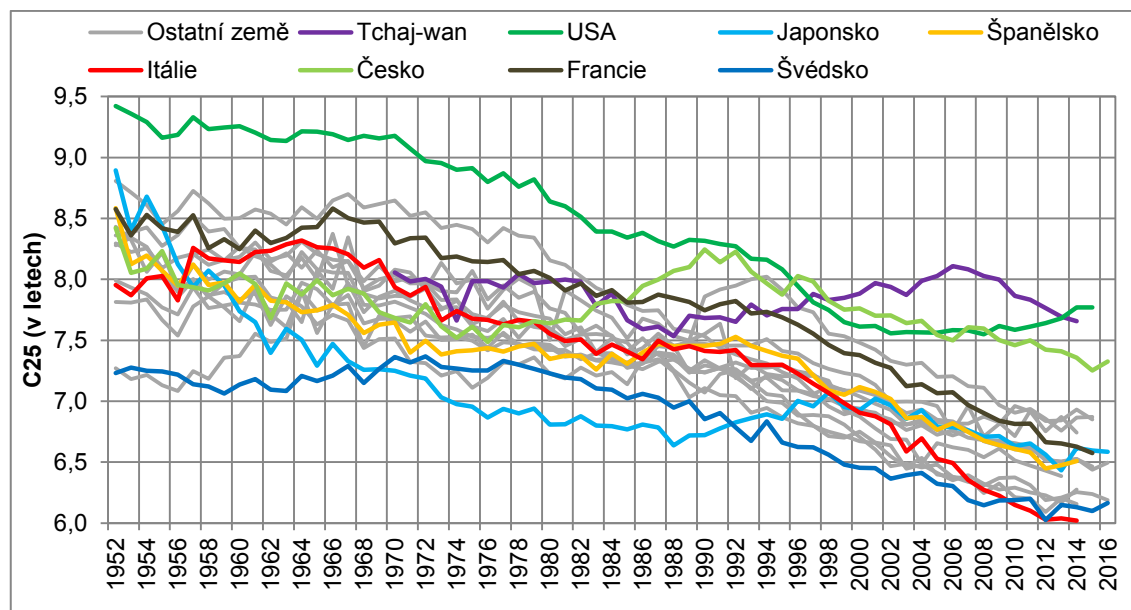
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Ukazatel C25 vzhledem ke snižujícímu se počtu úmrtí dále od modu nebyl 2,5krát širší než interval C10, přesto byl ale poměr tomuto číslu blízký – ještě na začátku 20. století byl ukazatel C25 zhruba 2,7krát širší než C10, v současnosti je poměr 2,6:1 – resp. dle konkrétní země se pohybuje ve velice úzkém rozpětí 2,5:1 až 2,6:1. Tento poměr je přitom v podstatě beze změny od konce druhé světové války. Z tohoto důvodu lze považovat vývoj po druhé světové válce u těchto ukazatelů za totožný, resp. lišících se šířkou intervalu. Vývoj širší intervalu C25 je znázorněn na Obr. 58 a Obr. 59.

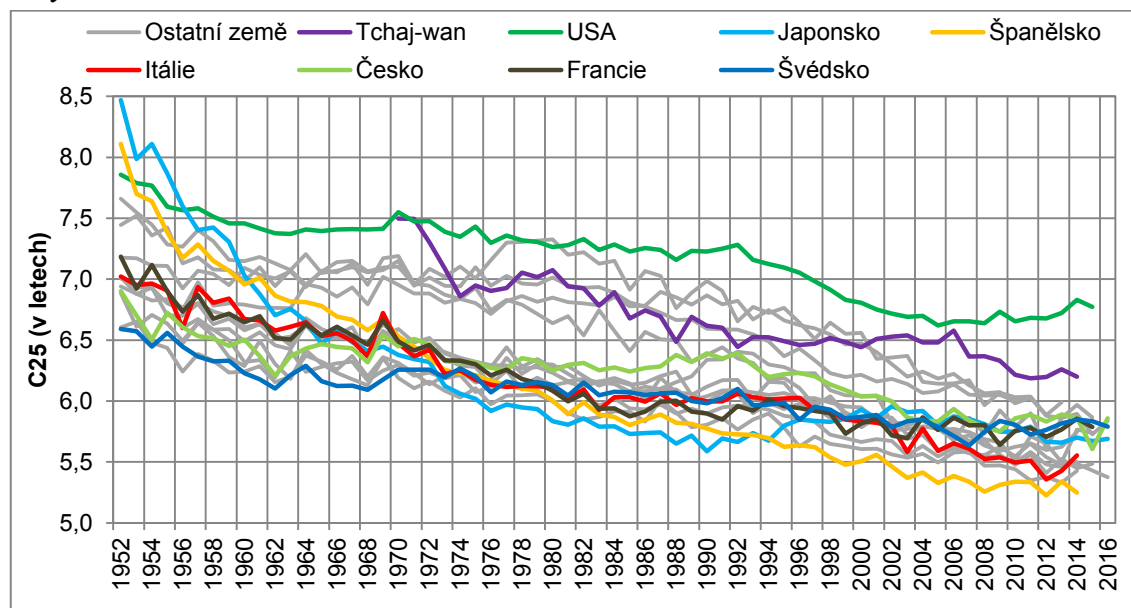
Samotný vývoj šířky intervalu C25 lze dát do spojitosti s vývojem šířky intervalu C50. Poměr C50:C25 se po druhé světové válce ještě mírně snížil, přesto ale od 50. let 20. století je v podstatě neměnný a činí 2,17:1 pro muže a 2,16:1 pro ženy. Z tohoto důvodu platí pro ukazatele C10 a C25 shodné závěry (viz kapitola 3.2.2.3) ohledně posunování úmrtí do vyššího věku a komprese úmrtnosti jako pro ukazatel C50, který zachycoval pětinasobek, resp. dvojnásobek počtu úmrtí.

K prodlužování délky života vedl přesun úmrtí do vyššího věku, jehož důsledkem bylo zvyšování modálního věku. Samotné zvýšení modálního věku však ještě u všech zemí neznamenalo automaticky i zvýšení počtu úmrtí v maximu d_x , a tedy i kompresi úmrtnosti vyjádřenou jako zužování intervalů daných ukazateli skupiny C. Jednalo se však spíše o výjimky, mezi které lze zařadit např. USA. Díky tomu, že nedocházelo se zvyšováním normální délky života i k zužování intervalů skupiny C, se nesnižovala variabilita věku při úmrtí a byla v USA větší pravděpodobnost dožít se velmi vysokého věku, např. přes 100 let, než u zemí se srovnatelnou nadějí dožití při narození, u nichž však byl ukazatel C užší.

Obr. 58 – Šířka intervalu ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 59 – Šířka intervalu ukazatele C25 (v letech) v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.3 Rektangularizace křivky dožívajících

Rektangularizaci křivky dožívajících lze brát jako napřimování křivky dožívajících, a to do absolutně rektangularizované podoby, kdy celá tabulková generace najednou zemře v jediném věku (Wilmoth a Horiuchi, 1999). Níže je popsán vývoj dvou ukazatelů rektangularizace – FR a MR (fixed rectangle a moving rectangle). Zatímco ukazatel FR udává očekávaný podíl

prožitých let od narození do věku 100 let, ukazatel MR má relativní konec – udává očekávaný podíl prožitých let od narození do věku, kterého se dožije pouze 5 % tabulkové generace¹⁷.

Ukazatel FR je vypočten za věky 0–100 let, a to na základě aproximace křivky dožívajících pomocí tabulkové funkce L_x . V případech, kdy se dožívá přesného věku 100 let jen velice málo osob, a navíc naděje dožití ve věku 100 let je velmi nízká, hodnota ukazatele FR je po vynásobení 100 roky (konec intervalu 0–100 let) takřka totožná s hodnotou naděje dožití při narození.

V přesném věku 100 let se sice za posledních 50 let mírně zvýšila naděje dožití, přesto pro muže činí e_{100} zhruba pouze 1,5–2 roky a pro ženy 2–2,5 roku. Roky odžité nad 100 let lze v případě výpočtu e_0 považovat za zanedbatelné. Dle ukazatele $FR \times 100$ let byla v roce 2011 totiž nejvyšší odchylka od střední délky života při narození pouze 0,04 roku, průměrně však pouze 0,02 roku. Pro Čechy se jednalo dokonce o shodné hodnoty.

V případě žen jsou již rozdíly větší – běžně 0,07 roku (dle dat za rok 2011), v případě Japonek však 0,21 roku. Důvodem vyššího rozdílu je primárně relativně vysoká pravděpodobnost Japonek dožít se 100 let, které dle úmrtnostních tabulek měly při narození pravděpodobnost dožit se sta let ve výši 7,6 %. V roce 2016 byla pravděpodobnost dokonce již 9,7 % a rozdíl mezi $FR \times 100$ let a e_0 byl 0,28 roku. Jakkoliv se může tento rozdíl zdát jako významný, jedná se pouze o zhruba meziroční změnu ve výši e_0 .

Zatímco ukazatel e_0 udává, kolika let se v průměru dožije právě narozená osoba, pokud bude zachován řád vymírání, ukazatel FR říká, jaký podíl ze 100 let prožije právě narozená osoba, pokud bude zachován řád vymírání. V případě úpravy výpočtu o vynásobení 100 let, by ukazatel udával, kolika let se v průměru dožije do 100 let právě narozená osoba, pokud bude zachován řád vymírání. Rozdíl mezi takto upraveným ukazatelem FR a e_0 je výrazně ovlivněn způsobem konstrukce úmrtnostních tabulek, resp. vyrovnáním a extrapolací křivky úmrtnosti. V modelech, kde se dožívá větší podíl tabulkové generace přesného věku 100 let, je rozdíl mezi e_0 a $FR \times 100$ let větší z důvodu většího počtu let prožitých po dožití se sta let, což je případ Japonek s nejvyšší e_{100} v analyzovaném souboru.

Nejvhodnější (dle AIC) model vyrovnání a extrapolace úmrtnostní křivky pro Japonky byl Kannistö, dle kterého měly ženy při narození 9,7% pravděpodobnost dožít se 100 let. V případě modelu Coale-Kisker byla pravděpodobnost pouze 3,8%. Zatímco rozdíl v naději dožití při narození činil mezi těmito modely 0,47 let, rozdíl v ukazateli $FR \times 100$ let byl 0,24 let. Hodnoty ukazatele FR si jsou mezi jednotlivými modely bližší než v případě ukazatele střední délky života. Podrobněji pro každý model je uveden příklad v Tab. 15 pro rok 2016.

Na jednu stranu lze provést téměř stejnou interpretaci dat dle ukazatele e_0 jako podle FR (či v podobě $FR \times 100$ let), neboť jejich hodnoty jsou provázány a při vyjádření obou ukazatelů v letech jsou i v podstatě totožné, na druhou stranu ukazatel FR není tak silně ovlivněn metodou vyrovnání křivky úmrtnosti, neboť nezohledňuje věk 100 let a více, tedy období, v kterém se výsledky jednotlivých modelů vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti nejvíce liší. Dokud se nebude dožívat větší podíl tabulkové generace 100 a více let, případně se střední délka života v přesném věku 100 let neprodlouží výrazněji nad stávající cca 2 roky, budou ukazatele e_0

¹⁷ Volba relativně vyjádřeného konce intervalu pro ukazatel MR je na autorovi, a tak se hodnoty mezi studii různých autorů mohou lišit.

a $FR \times 100$ let i nadále hodnotově takřka totožné. Z tohoto důvodu se pro běžné užití jeví rozdíly jako zanedbatelné, a ukazatele dokonce zaměnitelné. V případě zájmu analyzovat rozdíly mezi hodnotami e_0 a $FR \times 100$ let – pokud vůbec nějaké jsou – je nutno hledat příčiny v počtu osob z úmrtnostní tabulky dožívajících se 100 let (l_{100}) a průměrnému počtu let zbývajících v přesném věku 100 let (e_{100}).

Tab. 15 – Porovnání ukazatelů e_0 , e_{100} a FR dle jednotlivých modelů vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti, 2016, Japonsko, ženy

	l_{100}	e_0	e_{100}	$FR \times 100$ let	$e_0 - (FR \times 100 \text{ let})$
Coale-Kisker	3827	86,86	1,43	86,80	0,055
Gompertz	8023	87,17	2,34	86,98	0,187
Gompertz-Makeham	5377	87,00	1,81	86,90	0,098
Heligman-Pollard	8906	87,26	2,63	87,02	0,234
Kannisto	9658	87,33	2,95	87,05	0,284
Thatcher	6936	87,14	2,40	86,97	0,166
Minimum	3827	86,86	1,43	86,80	0,055
Průměr	7121	87,12	2,26	86,95	0,171
Maximum	9658	87,33	2,95	87,05	0,284
Variační rozpětí	5832	0,47	1,52	0,24	0,230

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Jestliže rozdíl mezi šesti modely vyrovnávajícími křivku úmrtnosti v naději dožití při narození činil pro Japonky (v roce 2016) maximálně 0,47 roku, v přesném věku 100 let se již naděje dožití dle jednotlivých modelů lišila až o 1,52 roku, tedy cca polovinu maxima e_{100} (2,95 let). Volba modelu při práci s ukazateli zahrnujícími vyšší věky se jeví jako klíčová.

V praxi může vzniknout metodický problém, jaký model vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti použít a jak ho použít tak, aby přitom byla zachována srovnatelnost. V práci byl individuálně pro každé pohlaví a zem zvolen jeden model. Tato volba umožňuje analýzu hodnot časové řady, která není ovlivněna změnou modelu, a tedy časovou srovnatelnost v rámci pohlaví a země. Rozdíly mezi zeměmi (a pohlavími) však mohou být částečně ovlivněny volbou odlišného modelu. Tento postup byl zvolen jako kompromis mezi dvěma extrémními případy:

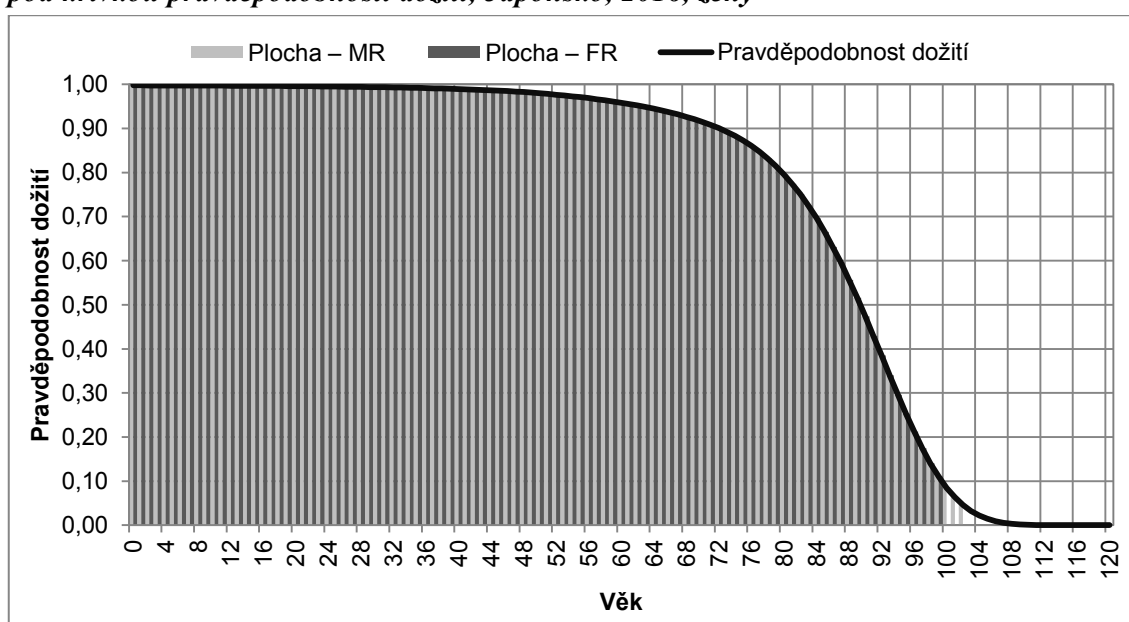
- 1) Volba jediného modelu pro všechny země a pohlaví nevytvoří odchylku v případě stejných dat jako výše uvedený kompromis. Shodnost vstupních dat je však nepravděpodobná. Volba jediného modelu může způsobit, že ukazatele pro některou zem jsou podhodnocené/nadhodnocené, neboť by pro takovou zem byl obecně vhodnější jiný model.
- 2) Pro každý rok (a teoreticky i pro každý věk v daném roce) může být užito odlišného modelu. V takovém případě se na variabilitě časové řady začne podílet změna modelu.

Kompromisně byl pro výpočty úmrtnostních tabulek v práci vybrán pro každé pohlaví a zemi jediný obecně nejvhodnější model, který umožňoval časovou porovnatelnost (konkrétní volba modelů viz str. 24). V práci tak bylo užito celkem tří modelů – Kannistö, Thatcher a Heligman-Pollard. Jakkoliv se jeví vhodné užití modelů, stále je třeba mít na paměti, že se jedná pouze o modely, které se snaží co nejlépe postihnout realitu, avšak realita může být odlišná.

Vzhledem ke zjištěným skutečnostem se jeví užití ukazatele FR jako vhodnější než ukazatele e_0 , jelikož jeho hodnotu méně ovlivňuje volba konkrétního modelu. Z tohoto důvodu

je i vhodnější pro srovnání mezi zeměmi (pohlavími), pro něž bylo užito odlišného modelu. Dle nejoptimističtější varianty úmrtnostních tabulek pro Japonky v roce 2016, kdy měly při narození 9,7% šanci dožít se 100 let, tedy nejvyšší šanci mezi všemi srovnávanými zeměmi a roky, se věku 118 let a více neměla dožít žádná osoba (a to ani v jiných státech). Samotné tabulky končí věkem 120 let. Ukazatel e_0 tedy udává, kolika let v průměru prožije osoba mezi věky 0 a 120 let, při zachování stávajícího řádu vymírání. Pokud by byla úmrtnostní tabulka konstruována pouze do věku 100 let, pak by interpretace e_0 byla naprosto stejná jako ukazatele $FR \times 100$ let. Jelikož se tato práce zaměřuje na delší časové období, pak se rozdíly mezi e_0 a $FR \times 100$ let jeví jako zanedbatelné, neboť jsou zhruba nanejvýš na úrovni jednoho průměrného meziročního rozdílu.

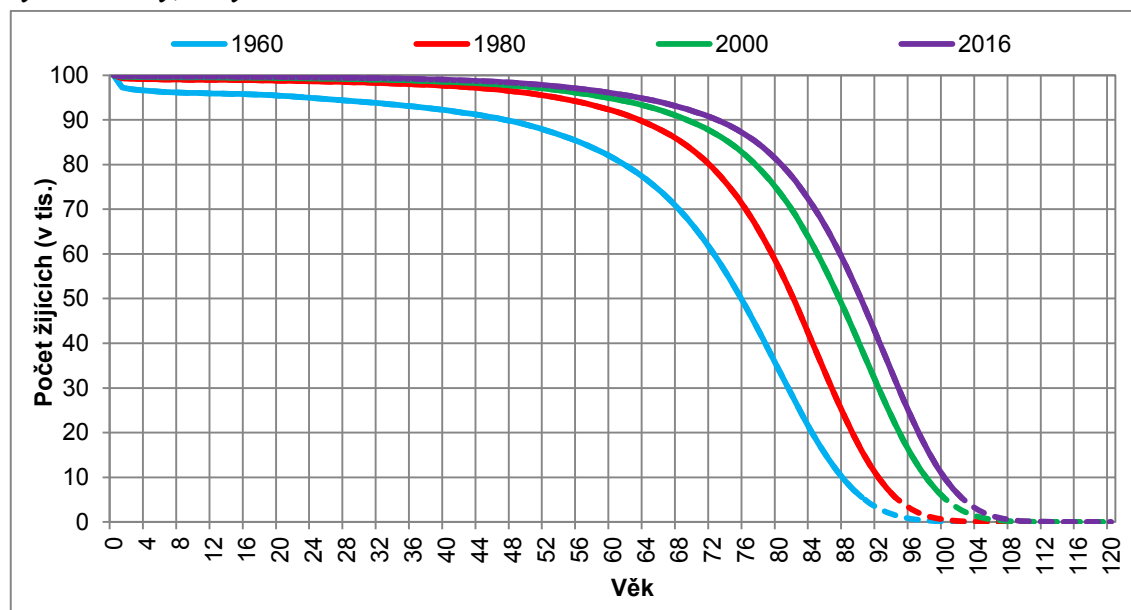
Obr. 60 – Pravděpodobnost dožití při narození, vyznačené plochy ukazatelů MR a FR pod křivkou pravděpodobnosti dožití, Japonsko, 2016, ženy



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Mimo fixně nastaveného konce intervalu ukazatele FR lze zvolit i jeho dynamičtější variantu, a to ukazatel MR. Obr. 60 zachycuje na příkladu Japonek (rok 2016) plochy pod křivkou dožívajících, které reprezentují právě ukazatel FR a MR, avšak nevyjadřují jejich hodnotu. V rámci analyzovaných zemí pouze v případě Japonek od roku 2000 a Francouzek od roku 2010 platí, že plocha pod křivkou je větší pro ukazatel MR než pro FR. Ukazatel MR zahrnuje věky končící věkem, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace. Vyjma zmíněných Japonek (od 2000) a Francouzek (od 2010) se 5 % žen či mužů z tabulkové generace nedoživalo 100 let. Interval věků pro MR byl v naprosté většině případů užší než pro FR, tedy pod 100 let.

Obr. 61 – Počet dožívajících se přesného věku (l.) z tabulkového počtu živě, Japonsko, vybrané roky, ženy



Poznámky: Prerušovaná část křivky představuje posledních 5 % žijících.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Hodnota ukazatele FR po celé sledované období rostla a přibližovala se své maximální hodnotě jedna. Zvyšující se hodnota ukazatele značí probíhající rektangularizaci křivky dožívajících, která je doprovázena posunem počtu zemřelých do vyšších věků. Samotná komprese úmrtnosti vyjádřená ukazatelem skupiny C, tedy např. zužováním C50, byla sice častým jevem, avšak ne zcela obecně a vždy platným. V případě Japonska docházelo v posledních 40 letech k oscilaci ukazatele C50 okolo 14,7 let u mužů a 12,5 let u žen.

Na Obr. 61 je znázorněn příklad rektangularizace křivky dožívajících pro Japonky. V Japonsku došlo po druhé světové válce k prodloužení délky života, které není srovnatelné s žádným jiným vyspělým státem. Japonkám se od roku 1950 prodloužila naděje dožití při narození o 26,7 let na 87,3 let. V roce 2016 Japonky v průměru prožily 87 % let ze 100 let, přitom v roce 1950 to bylo jen 61 %. Výrazné zvýšení ukazatele FR pro Japonky ukazuje, jak se snižovala variabilita věku při úmrtí a úmrtí se nejenže posunovala blíže věku 100 let, ale i posouvala za tuto hranici. Na obrázku je dále vidět, jak křivky relativně rovně bez výraznějšího poklesu probíhají až zhruba do věku 70 let, od kterého následně strmě klesají – toto je právě období, v kterém se nejvíce koncentrují úmrtí. Avšak v případě Japonek toto období vyjádřené pomocí ukazatele C50 bylo bez výrazné změny – v roce 1980 měl interval šířku 12,6 let, v roce 2000 dokonce ještě více 12,8 let a do roku 2016 došlo k poklesu na 12,2 let. Komprese úmrtnosti tedy u Japonek primárně probíhala na širším intervalu, který zahrnoval větší podíl úmrtí než 50 %. V rámci sledovaných zemí totiž byl obvyklý pokles hodnoty ukazatele C50 cca o 1,5 roku od roku 1980, nikoliv pouze o 0,6 roku.

Vývoj komprese úmrtnosti od roku 1980 pro Japonky je shrnut v Tab. 16. V ní jsou dopočteny ještě další intervaly za skupiny C, a to C75, C90, C95 a C99. Při porovnání vývoje jednotlivých ukazatelů ze skupiny C zahrnujících nejužší intervaly pro 10–99 % zemřelých je patrné, že mezi roky 1980 a 2000 nedošlo k výrazné kompresi úmrtnosti až do intervalu

zahrnujícího 95 % zemřelých. Teprve při rozšíření ukazatele až na 99 % zemřelých došlo během dvaceti let k zúžení, a to o 14,7 let. Rozložení počtu zemřelých okolo modu pro Japonky se tedy zásadně neměnilo a docházelo primárně k posunu úmrtí do vyššího věku. Komprese úmrtnosti byla zaznamatelná teprve na intervalu širším než 48 let – pokles je tedy konkrétně v tabulce patrný u ukazatele C95 a C99. Po roce 2000 již lze zaznamenat kompresi úmrtnosti týkající se menšího podílu úmrtí (i u C10), avšak komprese nebyla stále tak intenzivní jako v jiných vyspělých zemích. V případě Japonek (u mužů je to obdobné) docházelo k růstu podílu let v průměru prožitých do 100 let věku (ukazatel FR), což bylo zejména zásluhou posouvání úmrtí do vyšších věků. Japonsko se od ostatních vyspělých zemí tedy liší tím, že se v něm snižuje významně intenzita úmrtnosti i v těch nejvyšších věcích, a tak nedochází k tak výraznému zužování ukazatelů skupiny C.

Tab. 16 – Vývoj ukazatelů skupiny C (v letech), 1980–2016, Japonsko, ženy

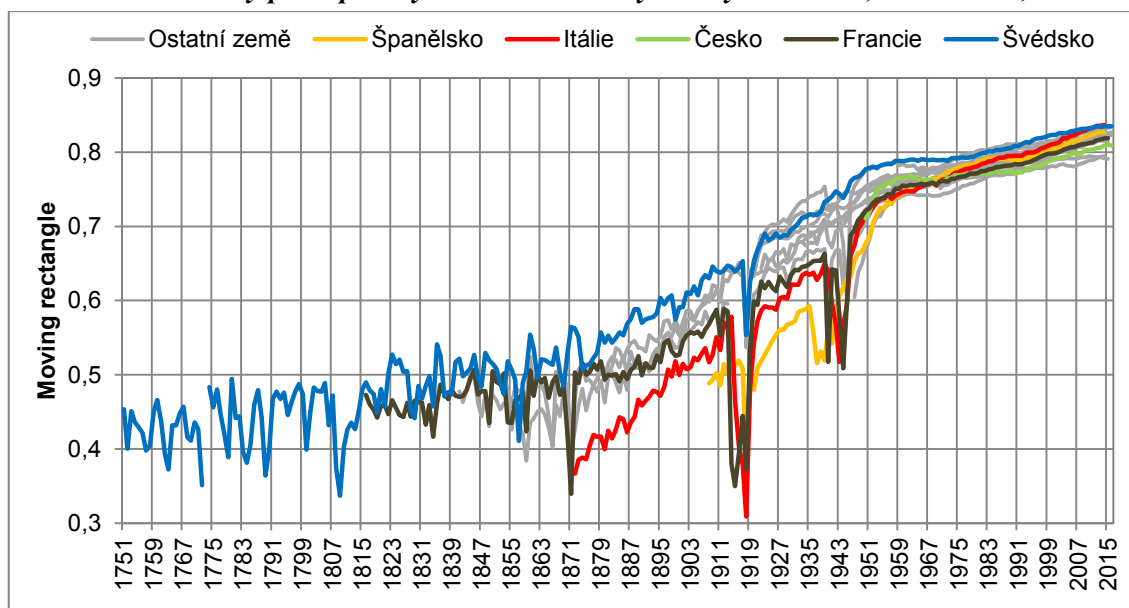
Ukazatel	Rok			Rozdíl mezi roky	
	1980	2000	2016	2000 – 1980	2016 – 2000
C10	2,3	2,3	2,2	0,0	–0,1
C25	5,8	5,9	5,7	0,1	–0,2
C50	12,6	12,8	12,2	0,2	–0,5
C75	22,7	22,9	21,9	0,2	–1,0
C90	36,5	36,6	35,0	0,0	–1,6
C95	48,2	48,0	46,1	–0,2	–1,9
C99	93,0	78,3	72,9	–14,7	–5,4
FR	0,787	0,844	0,870	0,057	0,026
MR	0,833	0,843	0,853	0,010	0,010

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Přestože MR v průměru na datech od roku 1971 koreluje téměř 100% s nadějí dožití při narození (korelační koeficient 0,99) a s ukazatelem FR (korelační koeficient 0,99), hodnoty nejsou tak těsně provázané jako mezi e_0 a FR (korelační koeficient 1,00)¹⁸. Ukazatel MR udává, jaký podíl let v průměru prožije osoba z věku, kterého se dožije právě 5 % tabulkové populace. S postupnou rektangularizací křivky dožívajících a posouvání úmrtí do vyšších věků se hodnoty ukazatelů FR a MR přibližovaly. Jelikož ukazatel MR pracuje s relativním intervalem, lépe umožňuje porovnat rektangularizaci křivky dožívajících mezi státy (či pohlavími) bez ohledu na to, jak vysokého věku se obvykle obyvatelé daného státu dožívají.

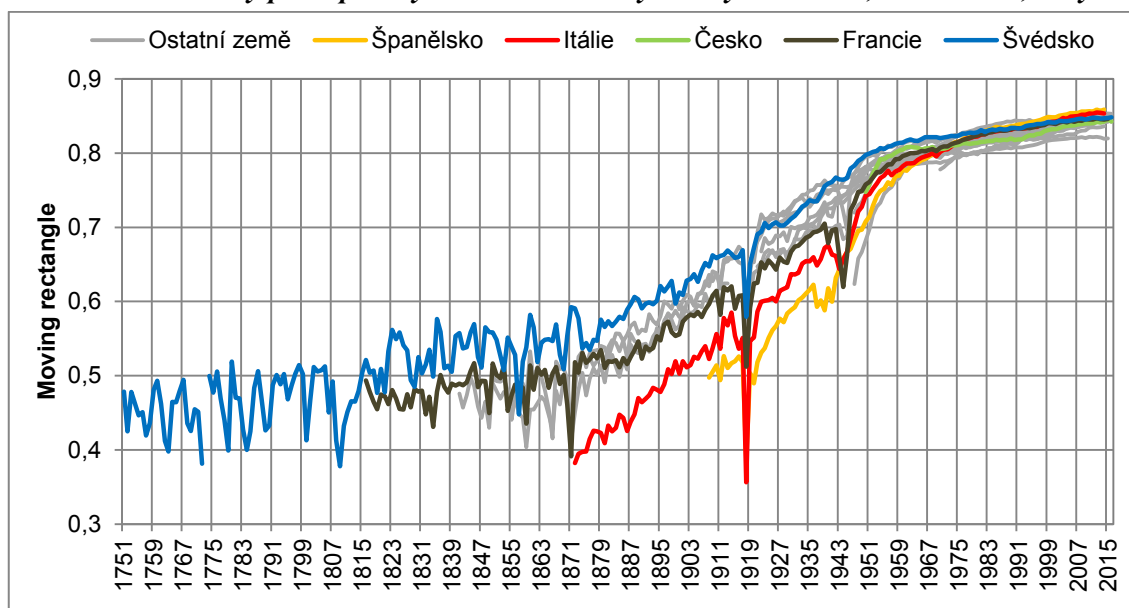
Vývoj hodnoty ukazatele MR od roku 1751 ve sledovaných zemích znázorňuje Obr. 62 a Obr. 63. Vývoj lze rozvrhnout do tří fází – pozvolný růst doprovázený meziročními výkyvy hodnot, výrazný růst a zpomalení růstu MR po druhé světové válce. V 18. stol. se obvykle lidé nedoživali ani poloviny let, co se dožívalo pět procent nejdéle žijících. Úmrtí se koncentrovala významně v kojeneckém a dětském věku. Teprve s poklesem intenzity úmrtnosti v dětském a středním věku a posunem úmrtí do vyšších věků, z počátku jen velmi pozvolna, se v poslední čtvrtině 19. století začala významně zvyšovat průměrná délka života. Období od poloviny 19. století do poloviny 20. století lze charakterizovat jako z počátku přesun úmrtí z dětského věku do vyšších věků a následnou kompresi úmrtnosti ve stáří.

¹⁸ I pro starší data byla identifikována takřka 100% korelace.

Obr. 62 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatele MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 63 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy

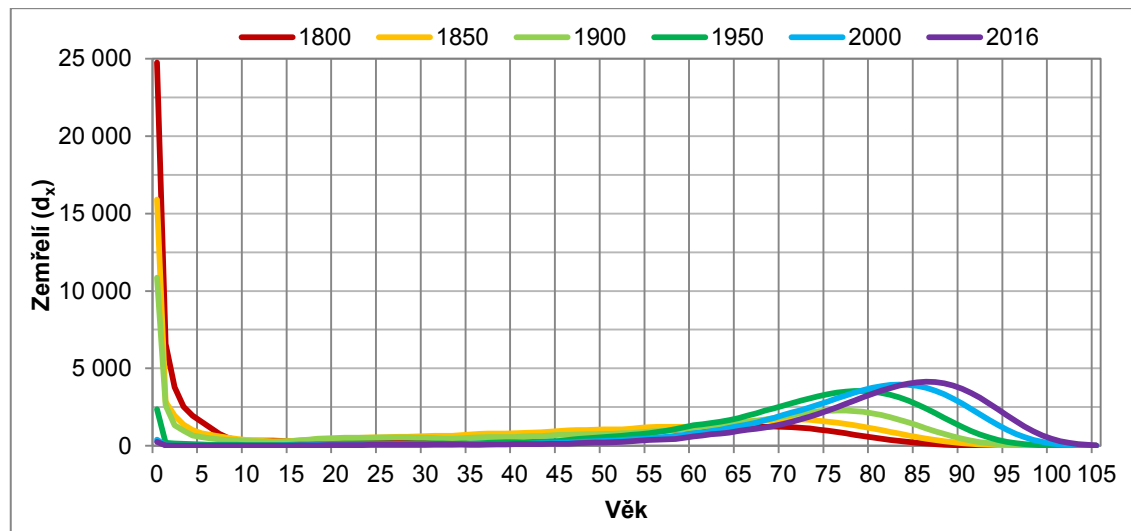
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatele MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Výsledkem výše zmíněných tří fází bylo, že během zhruba sta let se posunula hodnota ukazatele MR z cca 0,45–0,50 v 19. století na cca 0,75–0,80 v 50. letech 20. století, tedy o zhruba 0,3. Přitom za posledních 60–70 let ukazatel dále vzrostl ani ne o 0,1. Prostor pro růst hodnoty MR se nadále zmenšuje (teoretické maximum má hodnotu jedna), a tak je i logické očekávat postupné zpomalování tempa růstu.

Hlavní vliv na růst hodnot ukazatelů MR a FR mělo snižování dětské úmrtnosti. Jak se posouvala úmrť z dětského a středního věku do stáří od roku 1800 až do roku 2016 je ilustrováno na příkladu švédských mužů na Obr. 64 a Obr. 65.

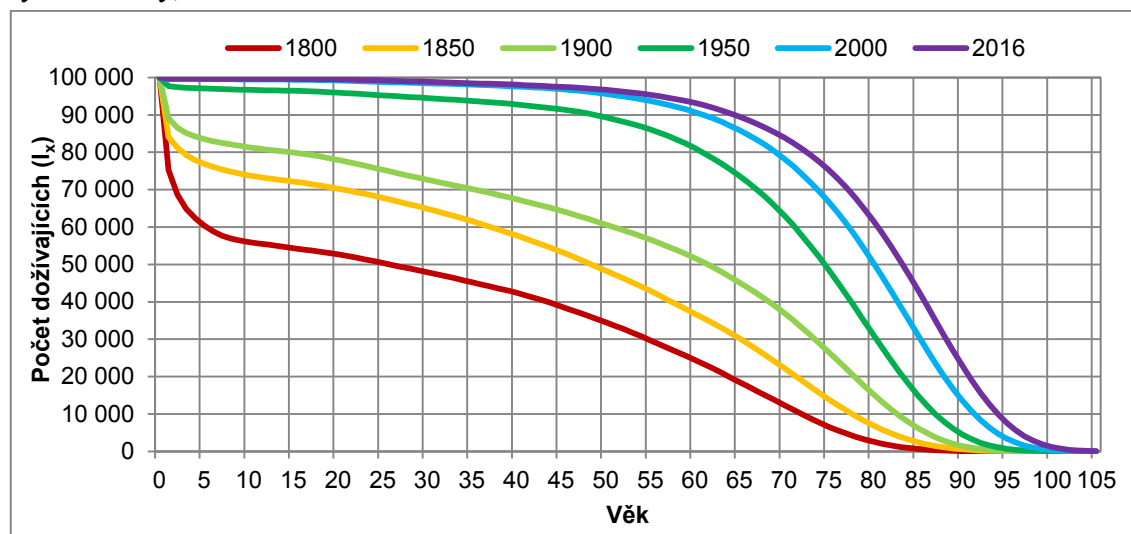
Obr. 64 – Počet zemřelých dle věku (d_x) z tabulkové generace, Švédsko, vybrané roky, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Na Obr. 64 je patrné, jak se počet úmrtí v nejnižších věcích výrazně snižoval. V roce 1946 počet zemřelých v kojeneckém věku přestal být pro Švédy globálním maximem d_x . Jelikož ve Švédsku docházelo mezi porovnávanými zeměmi k prodlužování délky života a snižování kojenecké úmrtnosti dříve než v dalších vyspělých zemích, mediánový věk byl vyšší než ukazatel C50 (pro muže) již v některých letech v první polovině 19. století. Pro ostatní sledované země byl tedy vývoj opožděný – zejména v období před druhou světovou válkou. Při porovnání křivek počtu tabulkových zemřelých pro rok 1800 a 1850 je zřejmý právě pokles úmrtí v dětském věku, který zvýšil počet žijících ve středním věku, avšak intenzita úmrtnosti ve středním věku se nijak zásadně nezměnila, a tak ve středním věku bylo v roce 1850 více tabulkových zemřelých než v roce 1800. Podíl průměrného počtu prožitých let mezi přesnými věky nula a deset let pro Švédy vzrostl mezi roky 1800 a 1850 z 64 % na 78 %, přitom mezi věky 10 a 50 let z 84 % na 86 %.

Obr. 65 – Počet dožívajících se přesného věku (l_x) z tabulkové generace, Švédsko, vybrané roky, muži



Zdroj: HMD, vlastní výpočty

V další fázi ve Švédsku okolo roku 1882 dochází u mužů k překonání hodnoty mezikvartilového rozpětí výší mediánového věku a pomalu začíná růst vliv poklesu intenzity úmrtnosti ve středním věku. V roce 1900 tak dokonce umírá méně osob z tabulkové generace ve středním věku než v roce 1850. Tabulková generace mužů ve Švédsku v roce 1900 prožila 85 % let mezi věky nula a deset let – podíl tedy vzrostl o šest procentních bodů oproti roku 1850. Mezi věky 10 a 50 let se jednalo o nárůst o 2,7 procentního bodu. Nadále tak docházelo zejména k rektangularizaci křivky dožívajících vlivem snížení počtu úmrtí v dětském věku. K výrazné kompresi úmrtnosti dochází s poklesem intenzit úmrtnosti v dětském a středním věku, což lze na Obr. 65 vidět jako rozdíl mezi křivkami pro roky 1900 a 1950, kdy nejvíce vzrostla hodnota ukazatele MR.

Ve třetí fázi dochází komplexně k významnému poklesu jak dětské úmrtnosti, tak úmrtnosti ve středním věku i stáří. Úmrtí se posouvají do stáří, kde se i koncentrují. V případě švédských mužů se po roce 2000 zvedla pravděpodobnost dožití se 50 let nad 96 %. Díky posunu úmrtí do vyšších věků se křivka dožívajících stávala stále více rektangulární – stejný počet úmrtí se posouval do stále užšího intervalu (pro srovnání viz např. posun věku 10. percentilu tabulkových zemřelých na Obr. 32).

Přestože se může zdát, že ve třetí fázi byl potenciál poklesu počtu úmrtí v dětském a středním věku vyčerpán, intenzita úmrtnosti do věku 50 let až do současnosti i nadále klesala. Po celou dobu se zvyšoval i očekávaný podíl let prožitých ve vyšším věku, který byl způsoben posouváním úmrtí do stále vyšších věků. Zároveň však docházelo ke kompresi úmrtnosti, neboť v těch nejvyšších věcích docházelo pouze k pozvolnému posunu.

Vývoj průměrného počtu prožitých let pro desetileté intervaly od narození do věku 110 let znázorňuje na příkladu švédských mužů Tab. 17. Hodnoty v tabulce ukazují rektangularizaci křivky dožívajících na desetiletých intervalech – jedná se totiž o analogicky vypočtený ukazatel FR, nikoliv však na věkovém intervalu 0–100 let, nýbrž vždy pro desetileté intervaly.

Tab. 17 – Průměrný podíl prožitých let v následujících možných deseti letech života, naděje dožití při narození, Švédsko, vybrané roky, muži

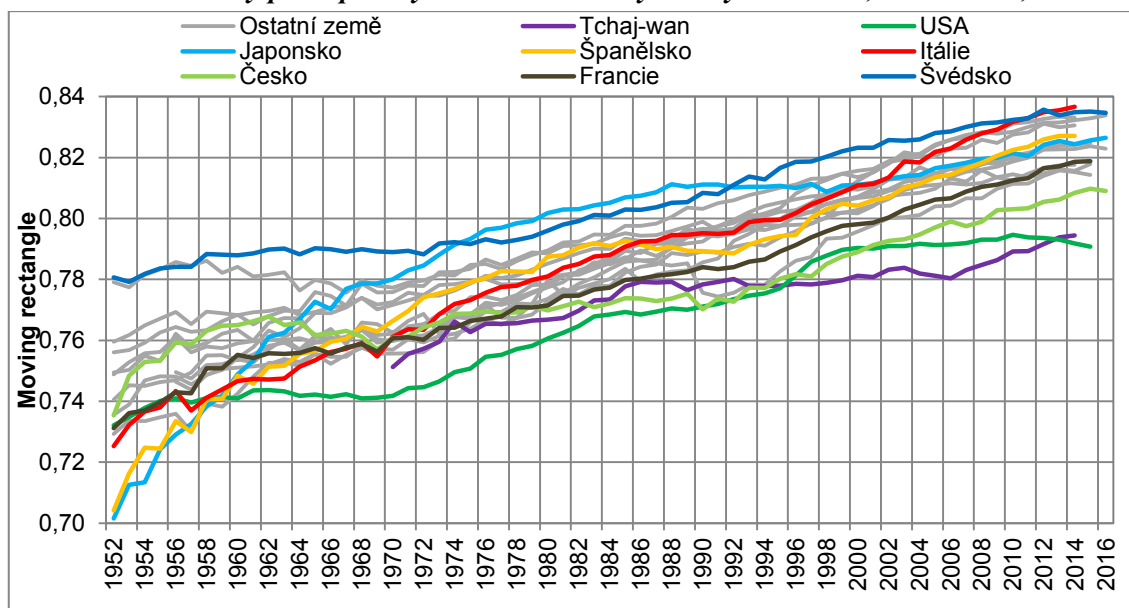
Přesný věk	1800	1850	1900	1950	2000	2016
0	63,5%	78,4%	84,7%	97,1%	99,6%	99,7%
10	97,1%	97,7%	98,1%	99,7%	99,9%	100,0%
20	95,6%	96,4%	96,6%	99,3%	99,6%	99,7%
30	94,4%	94,7%	96,5%	99,2%	99,6%	99,6%
40	91,2%	92,3%	95,3%	98,5%	99,2%	99,4%
50	85,9%	88,5%	93,1%	96,0%	97,8%	98,5%
60	75,6%	81,4%	86,9%	90,2%	94,2%	95,7%
70	55,8%	63,7%	71,4%	76,2%	84,2%	88,7%
80	34,3%	41,8%	45,5%	51,2%	62,2%	69,4%
90	19,2%	23,8%	23,2%	26,6%	34,1%	39,9%
100	11,3%	13,6%	12,0%	13,4%	16,2%	18,4%
Naděje dožití při narození (v letech)	30,82	42,31	50,94	69,82	77,37	80,56

Poznámky: Pole s podíly let jsou podmíněně podbarveny od červené po sytě zelenou vyjadřující nejvyšší hodnoty.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

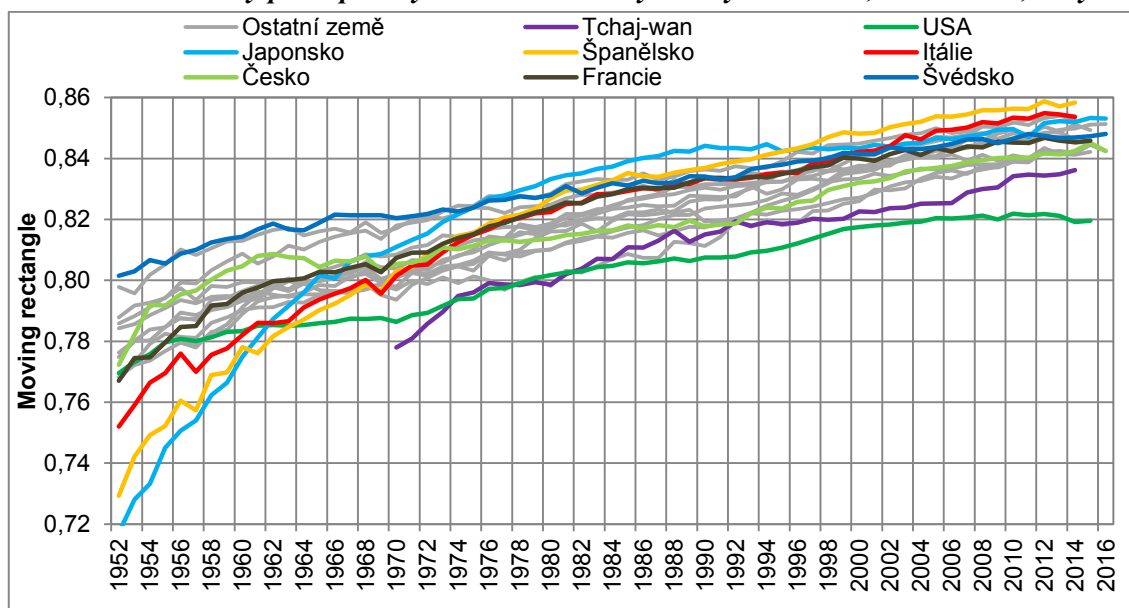
Výše uvedený text s příkladem Švédska vysvětluje proces postupné rektangularizace křivky dožívajících doprovázené kompresí úmrtnosti a nárůstem naděje dožití při narození. Celý tento vývoj zároveň vysvětluje i růst hodnot ukazatelů rektangularizace – FR a MR. V současnosti je prostor k prodlužování naděje dožití při narození na základě poklesu intenzity úmrtnosti do věku 50 let jen velmi malý. Zatímco pro právě narozené Švédy roste pravděpodobnost dožít se přesného věku 50 let v posledních dekádách zhruba tempem 1,2 % za deset let, pro Švédky je nárůst nižší než 1 %, za posledních deset let dokonce ani 0,4 %. Zatímco Švédové měli při narození v roce 2016 pravděpodobnost dožít se přesného věku 50 let 96,7 %, Švédky 98,1 %. Dle vývoje pro Švédky, ale obdobně i Japonky, lze očekávat, že růst této pravděpodobnosti bude nadále zpomalovat - dle tempa jejího růstu za posledních deset let by se za 30 let dožívalo 50 let přes 99 % Švédů a Japonců a za 50 let by vycházela pravděpodobnost dožít se 50 let pro Japonky nereálně nad 100 %.

K dalšímu posouzení procesu komprese úmrtnosti a rektangularizace křivky dožívajících po druhé světové válce slouží Obr. 66 a Obr. 67. Z grafu pro ženy je zřejmé, že Japonsko i přes svoji jednoznačně nejvyšší naději dožití při narození nemá nejvíce koncentrovanou úmrtnost dle ukazatele MR, přitom Švédsko v případě mužů potvrzuje teoretickou souvislost, že vyšší naděje dožití při narození je způsobena větší kompresí úmrtnosti. Nicméně proti této teorii hovoří nedávný vývoj pro Japonky, kde je zřejmé, že růst průměrné délky života je zapříčiněn nejen samotnou kompresí úmrtnosti, ale na rozdíl od jiných států zde významnější roli hraje i posouvání věku úmrtí do vyšších věků.

Obr. 66 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 67 – Průměrný podíl prožitých let MR v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy

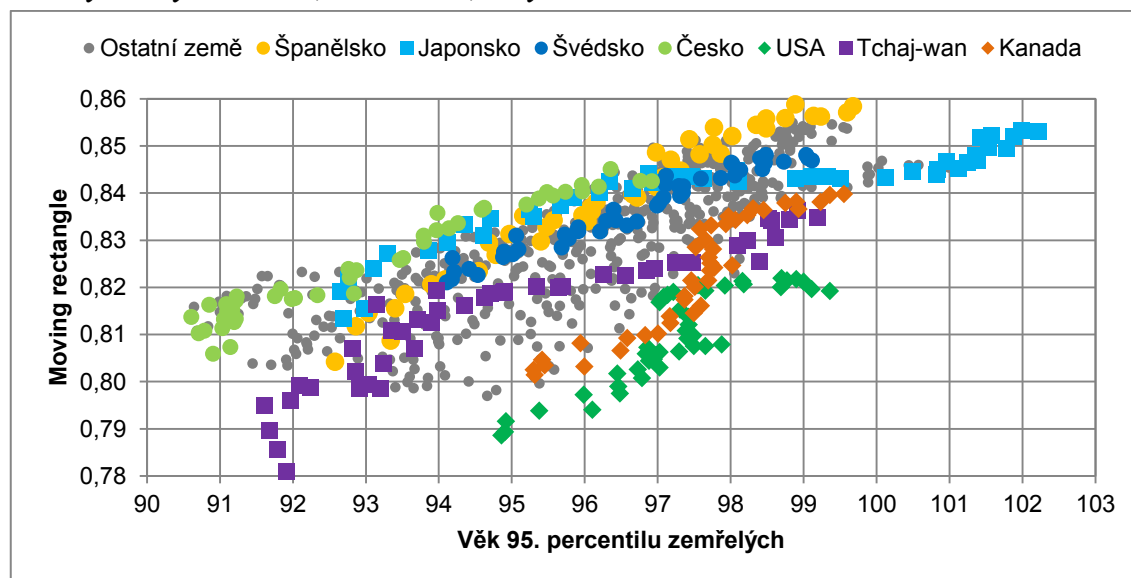
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Prodávování života může mít dekompresní vliv – např. pokud by měla být pro Japonky zachována hodnota MR 0,853 z roku 2016 a zároveň by měl vzrůst věk 95. percentilu zemřelých o jeden rok, pak by v každém jednoletém intervalu musela tabulková generace prožít o zhruba 800 člověkoroků více, což je do věku 34 let nemožné, neboť by to znamenalo více než 100% pravděpodobnost dožití se věku 34 let. K intenzivní kompresi úmrtnosti by tedy muselo dojít ve vyšších věcích.

Nejpatrnější stagnace ukazatele MR je za posledních 15 let v případě USA. Ženy v USA mohou očekávat při narození, že prožijí zhruba 82 % let 95. percentilu, pro muže je hodnota ukazatele MR jen 79 %. Ačkoliv se věk 95. percentilu tabulkových zemřelých v USA od roku 2000 každoročně zvyšoval o 0,1–0,2 roku, čímž se zvýšila celková suma prožitých člověkoroků, podíl prožitých let vyjádřených ukazatelem MR se od roku 2000 nezměnil.

Obr. 68 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj heterogenity prodlužování délky života a komprese úmrtnosti vyjadřuje Obr. 68, a to na příkladu žen ve Švédsku, Španělsku, Česku, USA, Kanadě, Japonsku a na Tchaj-wanu dle dat od roku 1971. Relativně srovnatelný vývoj pro muže znázorňuje Obr. 69. Potvrzuje se, že s prodlužováním délky života – zde vyjádřené jako věk 95. percentilu zemřelých – tempo rektangularizace křivky dožívajících obecně klesá, v některých zemích se dokonce hodnota MR po určité období ani nemění. Na odlišnost vývoje komprese úmrtnosti a délky života v jednotlivých zemích již upozorňovaly výsledky analýz vývoje ukazatelů délky života a koncentrace úmrtí, i díky tomu lze rozdělit země do tří obecných schémat dle vývoje ukazatele MR a 95. percentilu pro ženy od roku 1971:

- 1) **Základní typ** představuje schéma, dle kterého se s rostoucím věkem 95. percentilu zemřelých postupně tempo růstu komprese úmrtnosti zpomalovalo, až téměř hodnota MR začala stagnovat. V rámci analyzovaných zemí lze v Obr. 68 pro ženy vyznačit *oblast stagnace* zhruba věky 96–99 let a hodnotami ukazatele MR 0,84–0,85. Právě v tomto rozmezí komprese úmrtnosti (dáno ukazatelem MR) začíná zvyšující se věk 95. percentilu zemřelých působit proti posunu zemřelých do vyšších věků¹⁹ a jeho dekompresní vliv způsobuje zpomalení tempa růstu hodnoty MR či přímo jeho stagnaci. Ukázkovým příkladem je vývoj vztahu v případě Švédek. V některých zemích však může být úroveň

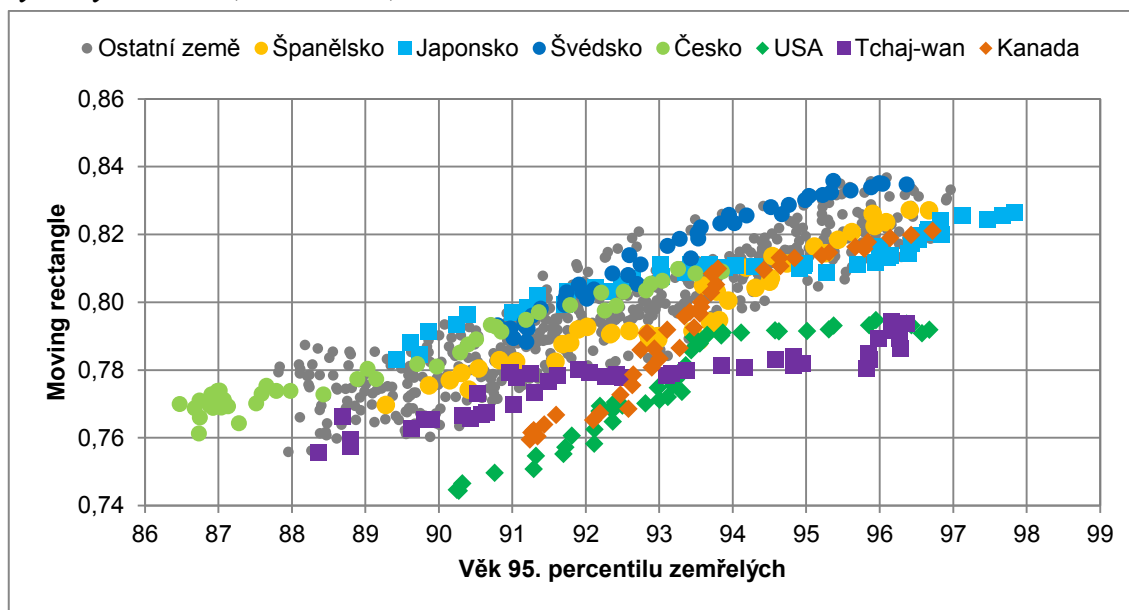
¹⁹Tento posun do té doby zapříčiňoval stále vyšší kompresi úmrtnosti.

komprese úmrtnosti vyšší, jako např. pro Španělsko, kde dosahoval ukazatel MR v posledních letech hodnoty blízké 0,86.

- 2) **Japonský typ** lze též považovat za pokračování základního typu. Vychází z odlišností vlastní právě vývoji v Japonsku. V Japonsku se velmi rychle zvyšoval věk 95. percentilu zemřelých při hodnotě MR cca 0,843 – právě prodlužování života daného posunem úmrtí do vyšších věků plně kompenzovalo tendence komprese úmrtnosti, a tak hodnota MR zůstala takřka neměnná. Jakmile však dosáhl 95. percentil věku, jehož růst se jevil jako obtížný (zde cca 101 let), nadále pokračující posun úmrtí do vyšších věků začal namísto prodlužování délky života (resp. 95. percentilu) mít opět větší vliv na kompresi úmrtnosti. Tabulková populace se tedy dožívala v průměru stále více let, avšak věk 95. percentilu zemřelých již rostl pomaleji. Schéma japonského typu lze identifikovat také v případě vývoje hodnot MR u žen na Tchaj-wanu, avšak s tím rozdílem, že hodnota MR byla na Tchaj-wanu cca o 0,02 níže než v Japonsku a též délka života je na Tchaj-wanu kratší. Populace žen v obou státech jsou však v současnosti ve fázi, kdy u nich dochází ke kompresi úmrtnosti a prodlužování délky života se zpomalilo.
- 3) **Americký typ**, vycházející z vývoje v USA a Kanadě, je charakteristický v rámci srovnávaných zemí nízkou kompresí úmrtnosti (dle ukazatele MR). Zejména hodnoty ukazatelů komprese úmrtnosti pro USA byly diametrálně odlišné od analyzovaných zemí. Věk úmrtí je v americkém typu velmi variabilní – ač věk 95. percentilu zemřelých je srovnatelný s těmi nejvyspělejšími státy (např. v roce 2015 věk 99 let společný pro ženy v USA i Švédsku), komprese úmrtnosti, a tedy i průměrná délka života, je v těchto státech nižší. Vývoj vztahu hodnot mezi MR a věkem 95. percentilu zemřelých se pro americký typ v rámci všech analyzovaných zemí nejvíce podobal *S křivce*. V americkém typu nejdříve docházelo k prodlužování délky života, hodnota MR rostla pomalu až vůbec, poté následovalo období, kdy se věk 95. percentilu téměř přestal zvyšovat a posun úmrtí do vyššího věku se začal projevovat růstem hodnoty MR. Jakmile se v USA a Kanadě přiblížil 95. percentil věku 98 let, posun úmrtí do vyšších věků se opět projevoval primárně v růstu délky života a méně již kompresí úmrtnosti.

Rozdělení vývoje komprese úmrtnosti od roku 1971 dle třech výše uvedených schémat lze aplikovat i na muže, avšak s tím rozdílem, že u mužů je délka života i úroveň komprese úmrtnosti nižší. V základním typu by se tak oblast stagnace dala v případě mužů lokalizovat zhruba do věků 93–96 let, což bylo odpovídalo hodnotě MR okolo 0,82.

Obr. 69 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR ve vybraných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.3.1 Stagnace rektangularizace křivky dožívajících

Čistě hypotetickým maximem ukazatele FR je hodnota 1,00, což by předpokládalo, že se všechny osoby dožijí minimálně 100 let. Pokud by byla nulová variabilita ve věku úmrtí, pak by mohl dosáhnout i ukazatel MR úrovně 1,00. Představa, že by všechny osoby umíraly ve stejném věku, se jeví jako nerealistická, neboť by vyžadovala nejen zásadní pokroky v medicíně a jejich účinné a dostupné aplikaci od prevence po samotnou léčbu, což by umožnilo udržovat osoby při životě až do všem společného věku úmrtí, ale i změny chování od jednotlivců po celou společnost, doprovázené případnou prevencí, tak aby došlo k vymizení úmrtí na vnější příčiny.

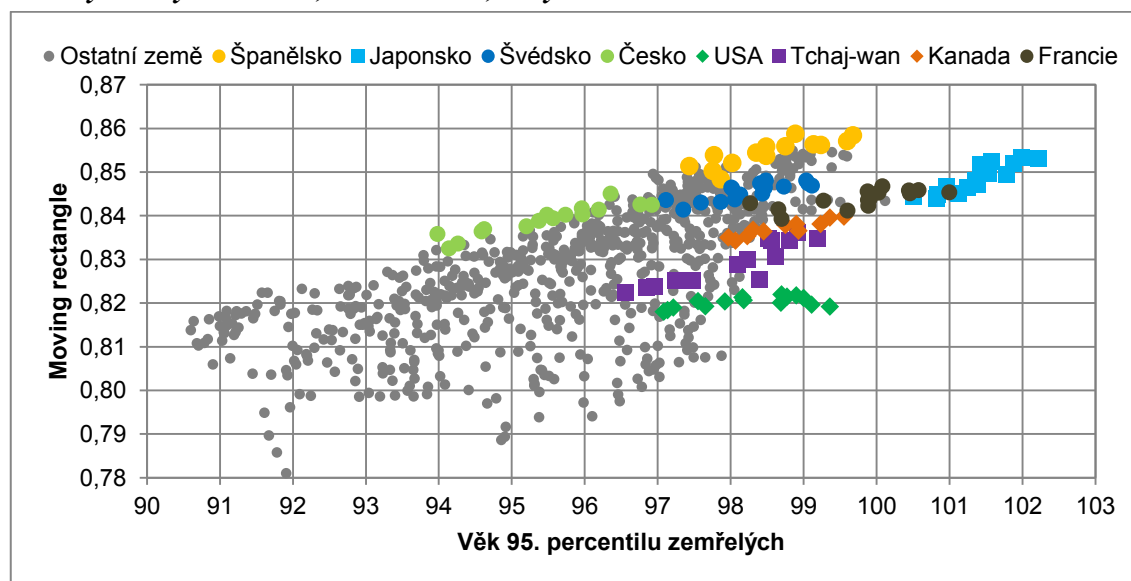
Jelikož nejvyšší hodnoty MR nemá Japonsko, tedy stát, v němž je v současnosti nejen nejvyšší hodnota 95. percentilu zemřelých, ale i nejdělsí naděje dožití při narození, nelze vyloučit ani jeden ze tří scénářů předpokládajících růst délky života:

- 1) Dle vývoje po roce 2000 (příklad na Obr. 70) postupně přešly jednotlivé země do fáze zpomalení růstu ukazatele MR, či přímo stagnace. Dle států s nejvíce rektangulární křivkou žijících se jeví v blízké budoucnosti jako limitní úroveň ukazatele MR 0,87 u žen a 0,85 u mužů. Můžeme očekávat, že státy budou postupně konvergovat ke společnému přirozenému maximu úrovně ukazatele MR, které může být nad současným zdánlivým limitem. Věk 95. percentilu zemřelých se bude i nadále zvyšovat.
- 2) Rozdíly ve vývoji komprese úmrtnosti budou ovlivněny specifiky konkrétní země. Ke konvergenci nebude docházet. Vývoj po roce 2000 spíše naznačuje scénář zachování současné úrovně komprese úmrtnosti s tím, že posun úmrtí do vyššího věku se projeví zvyšováním věku 95. percentilu zemřelých.
- 3) Jakmile dosáhne ukazatel MR svého přirozeného maxima, posun úmrtí do vyššího věku způsobující zvyšování věku 95. percentilu zemřelých bude mít v konečném důsledku

dekompresní vliv na úmrtnost, a tak se začne snižovat podíl let, které tabulková generace v průměru prožije z věku 95. percentilu zemřelých.

Je možné, že v dlouhém období přestane délka života růst. Dle vývoje komprese úmrtnosti od roku 1971 ve sledovaných zemích však ani japonský, ani americký typ necharakterizuje plné zastavení růstu věku 95. percentilu zemřelých, a proto se v blízké budoucnosti jeví jako pravděpodobnější pouze zpomalení růstu tohoto věku.

Obr. 70 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a ukazatelem MR v analyzovaných zemích, 1971–2016*, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Ukazatel MR udává průměrný podíl prožitých let od narození do věku, jehož se dožije pouze 5 % tabulkové generace.

*Barevně vyznačeny hodnoty pro vybrané státy od roku 2000.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Posun úmrtí do vyšších věků lze dynamicky hodnotit na základě vztahu mezi ukazateli MR a 95. percentilem a hledat analogie v historickém vývoji a ten brát v úvahu pro další predikce. Pokud by byl základní typ předstupněm japonského typu, pak lze očekávat, že v evropských zemích bude po stávající etapě probíhajícího zpomalování komprese úmrtnosti následovat její stagnace. V tomto ohledu bude zajímavý vývoj komprese úmrtnosti žen ve Francii, který zatím zdánlivě kopíruje dřívější vývoj v Japonsku (viz Obr. 70).

S ohledem na prodlužující se život v ekonomicky neaktivním věku (stáří) může v budoucím vývoji komprese úmrtnosti růst význam přístupu ke zdrojům, ať již vyjádřených přímo finančně, anebo v podobě lékařské péče a kvalitní pečovatelské služby²⁰. Budoucí případný pokles hodnoty ukazatele MR ještě nemusí přímo signalizovat, že bylo dosaženo tak vysokého věku 95. percentilu zemřelých, že je nevyhnutelný proces dekomprese úmrtnosti, nýbrž že nerovnoměrnost ve zdrojích neumožňuje dosáhnout potenciálních limitů komprese úmrtnosti.

²⁰ Toho je ostatně příkladem v současnosti USA, které se se svojí nadějí dožití při narození řadí zhruba na úroveň postkomunistických zemí, avšak ve stáří již USA intenzitou úmrtnosti více podobají nejvyspělejší zemím. To je způsobeno čtenějšími časnými úmrtími, přičemž dle Sawyera a Gonzalese (2017) jsou rizikovou skupinou Afroameričané. Dle Neumayera a Plümpera (2016) je nerovnost v příjmech jedním z faktorů, který způsobuje i nerovnost v délce života. Tomu odpovídá i stav, že v USA je dlouhodobě v rámci porovnávaných států jedna z nejvyšších nerovností v čistých příjmech (OECD, 2018).

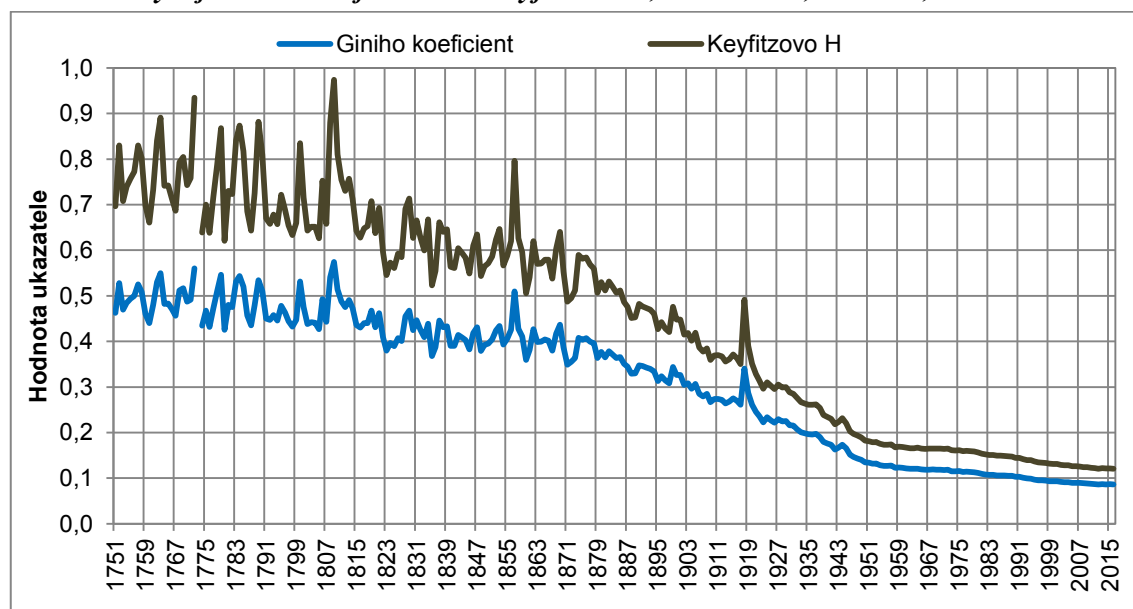
3.2.4 Ostatní ukazatele

Mezi další ukazatele užívané při analýze koncentrace úmrtnosti a rektangularizace křivky dožívajících se řadí Giniho koeficient a Keyfitzovo H (viz např. (Wilmoth, Horiuchi, 1999)). Se vzrůstající kompresí úmrtnosti se hodnoty těchto ukazatelů přibližují k nule.

Giniho koeficient v této práci měří stupeň nerovnoměrnosti ve věku při úmrtí. S menší variabilitou hodnota ukazatele klesá. Keyfitzovo H pro úmrtnost, či též míra entropie, vyjadřuje dynamický vztah mezi věkově specifickou úmrtností a nadějí dožití při narození (Wilmoth, Horiuchi, 1999). S rostoucí koncentrací úmrtí ve vyšších věcích hodnota ukazatele klesá.

Korelační koeficient mezi Giniho koeficientem a ukazatelem Keyfitzovo H vycházel pro jednotlivé země v rozmezí 0,99–1,00 (nezávisle na zvoleném období). Jelikož oba ukazatele vyjadřují poklesem své hodnoty snížení variability věku úmrtí, obě časové řady lze použít k analýze procesu komprese úmrtnosti.

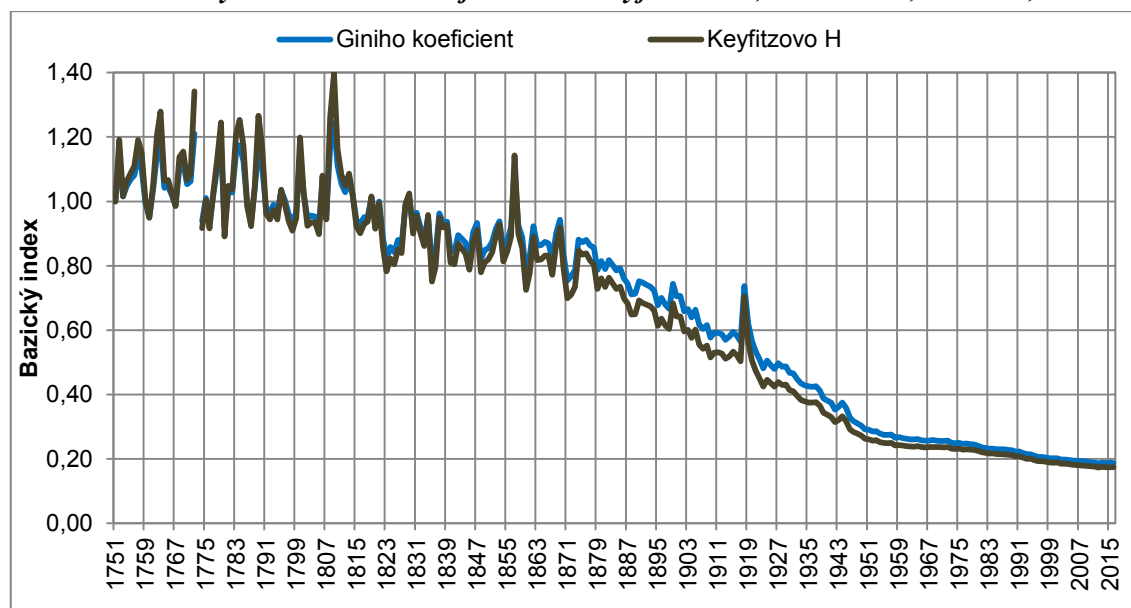
Obr. 71 – Vývoj Giniho koeficientu a Keyfitzova H, 1751–2016, Švédsko, muži



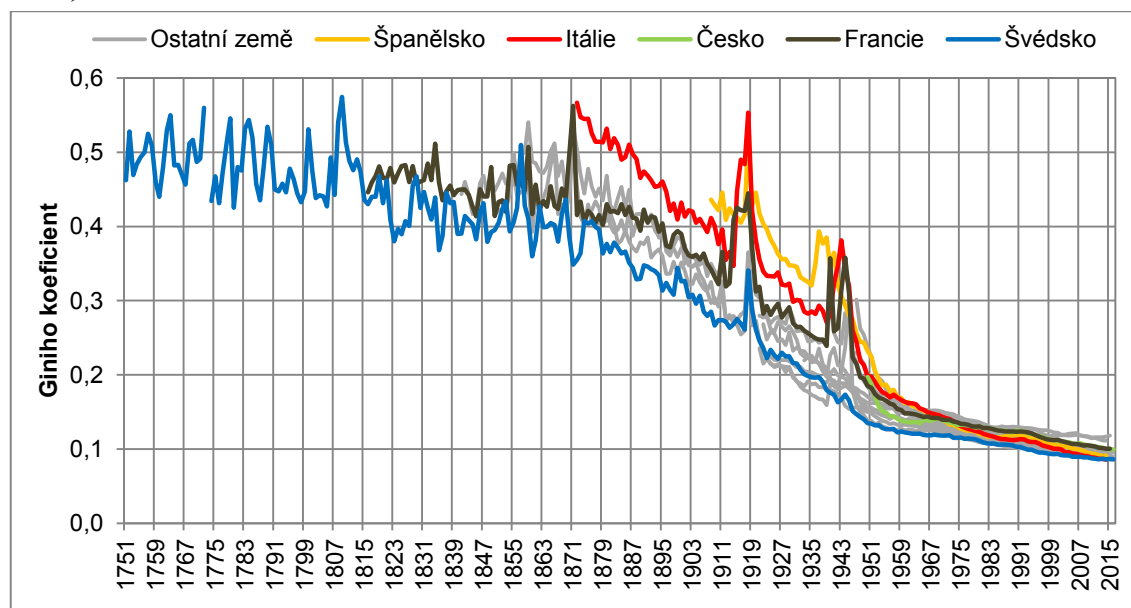
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Časová řada těchto ukazatelů je na příkladu Švédů znázorněna na Obr. 71. Tak jako u ostatních ukazatelů začíná časová řada obdobím oscilace hodnoty ukazatele, která v 19. století postupně přejde v mírný pokles. Snížení meziroční fluktuace a jasně klesající trend nastupuje na konci 19. století, až dojde k jeho zbrzdění, případně u mužů stagnaci, po druhé světové válce. Od 70. let následuje pozvolný pokles a i nadále se snižuje variabilita věku úmrtí.

Provázanost Giniho koeficientu a Keyfitzova H vyjadřuje Obr. 72, kde je znázorněn bazický index pro oba ukazatele s báží v počátku časové řady Švédů (rok 1751). Největší rozdíly v bazickém indexu jsou v období nejstrmějšího poklesu hodnot těchto ukazatelů (konec 19. století a první polovina 20. století). Vývoj těchto ukazatelů lze vzhledem k jejich provázanosti interpretovat shodně, a proto je v následujícím textu podrobněji rozveden pouze Giniho koeficient.

Obr. 72 – Bazický index Giniho koeficientu a Keyfitzova H, 1751–2016, Švédsko, muži

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

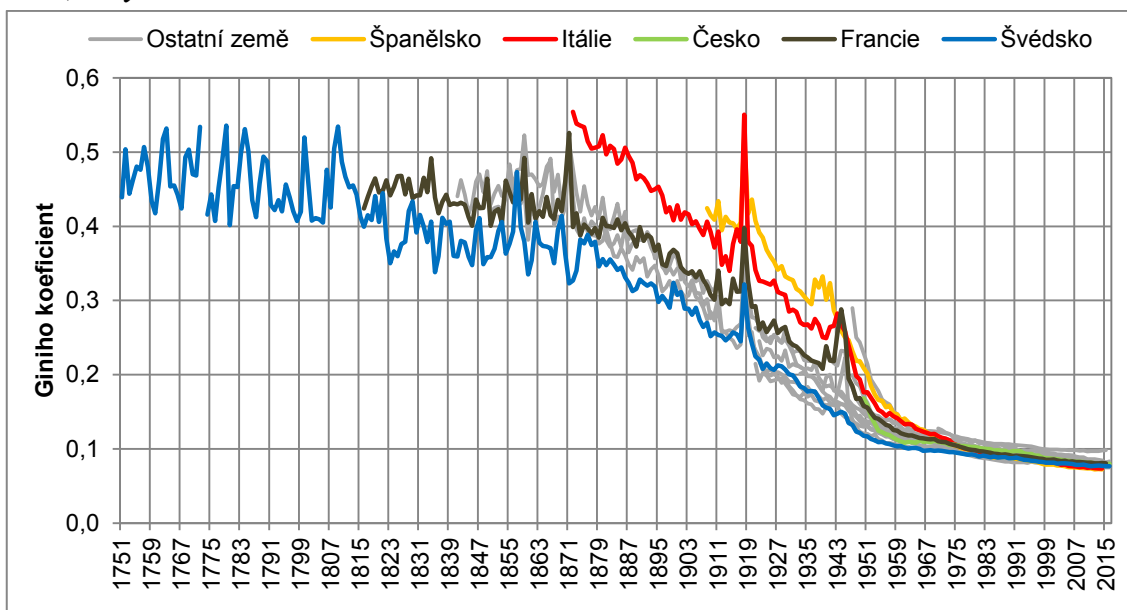
Obr. 73 – Variabilita věku při úmrtí – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1751–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Dle nejstarších dat za Švédsko a dalších dostupných dat nevycházel Giniho koeficient ve sledovaném období nikdy vyšší než 0,6. Vývoj hodnot Giniho koeficientu (viz Obr. 73 a Obr. 74) nejsilněji koreloval s ukazateli²¹, které pracovaly s intenzitami úmrtnosti od narození – kromě zmíněného Keyfitzova H byly takovými ukazateli e_0 , 10. percentil, dolní kvartil, FR a MR. Zatímco však s ukazatelem Keyfitzovo H koreloval pozitivně, s ostatními jmenovanými negativně.

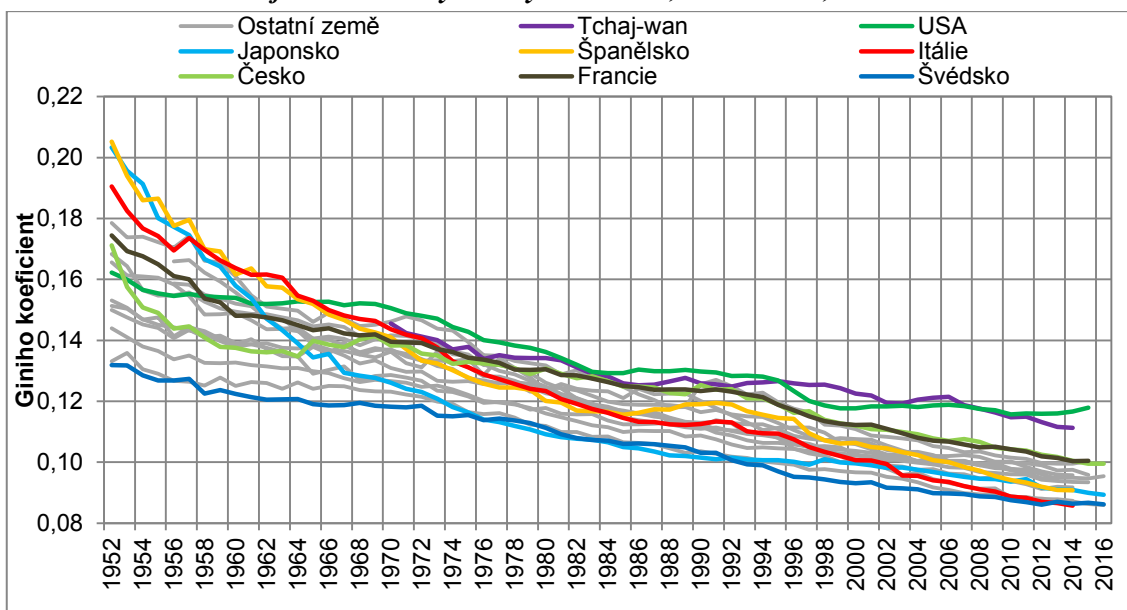
²¹ Absolutní hodnota korelačního koeficientu byla nad 0,96.

Obr. 74 – Variabilita věku při úmrtí – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1751–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

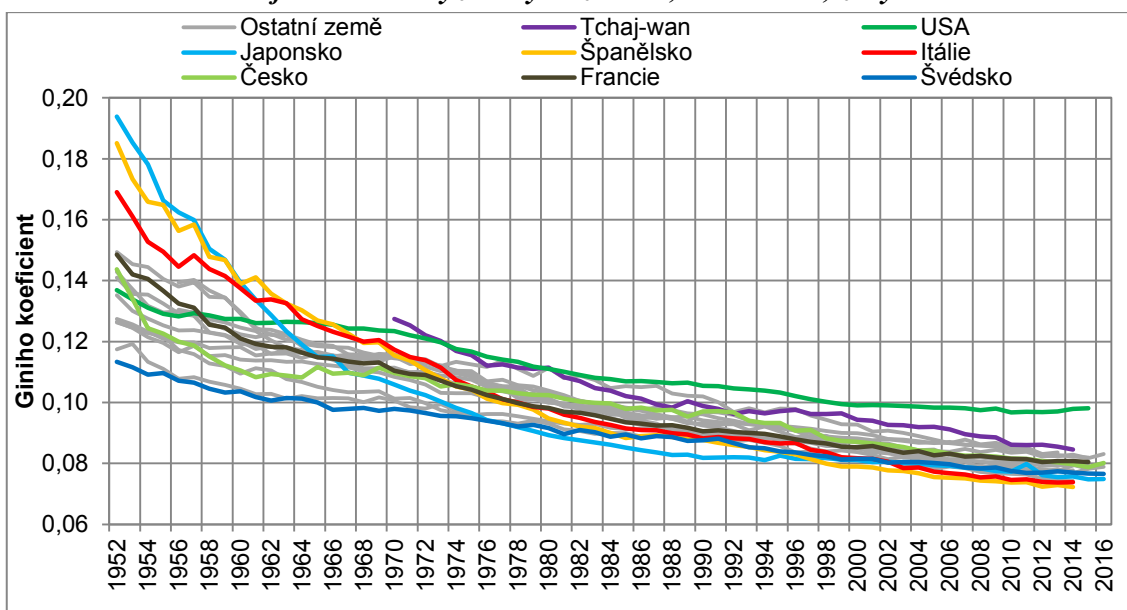
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Ke změnám v koncentraci úmrtnosti ve Švédsku významněji začíná docházet již na počátku 19. století, kdy v případě žen postupně poklesl ukazatel z rozpětí 0,4–0,5 pod 0,4, u mužů pak z 0,45–0,55 na hranici okolo 0,4. Strmý pokles Giniho koeficientu však nastal až koncem 19. století, kdy zároveň výrazně začala růst střední délka života při narození, a tím začal dynamický posun úmrtí do vyšších věků, který zpomalil až s druhou světovou válkou. Během těchto 50–80 let poklesl Giniho koeficient cca o 0,3–0,4 v závislosti na zemi. Po druhé světové válce se oproti počátku století mezi státy variabilita věku při úmrtí snížila na polovinu. V roce 1956 nabýval hodnot 0,13–0,18 pro muže a 0,11–0,16 pro ženy. Vývoj ukazatele od roku 1952 zachycuje Obr. 75 a Obr. 76.

Obr. 75 – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1952–2016, muži

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 76 – Giniho koeficient v analyzovaných zemích, 1952–2016, ženy

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Zatímco ještě počátkem 50. let 20. století byla variabilita mezi státy v hodnotě Giniho koeficientu dle variačního koeficientu 18 % pro muže a 20 % pro ženy, již v 60. letech se variabilita na přibližně současnou úroveň – v roce 2011 činil variační koeficient 8 %, resp. 7 % (podrobněji viz Tab. 18). Giniho koeficient v některých státech po druhé světové válce klesl i více než o polovinu (např. Španělsko, Itálie, Japonsko) a v současnosti se pohybuje zhruba v rozpětí 0,09–0,12 pro muže a 0,07–0,10 pro ženy. Mezi státy s nejnižší variabilitou věku úmrtí patří Švédsko, Švýcarsko, Itálie a Španělsko. Nejvyšší je naopak obecně v USA a v případě mužů i na Tchaj-wanu.

Jak již ukazoval široký interval C50 a zejména ukazatel MR, USA má mezi státy v současnosti největší variabilitu ve věku úmrtí, která je způsobena rozdíly v dostupnosti zdravotní péče a jejího využití. Neumayer a Plümper (2016) přímo jako jeden z faktorů, který způsobuje nerovnost v délce života, označují nerovnost v příjmech

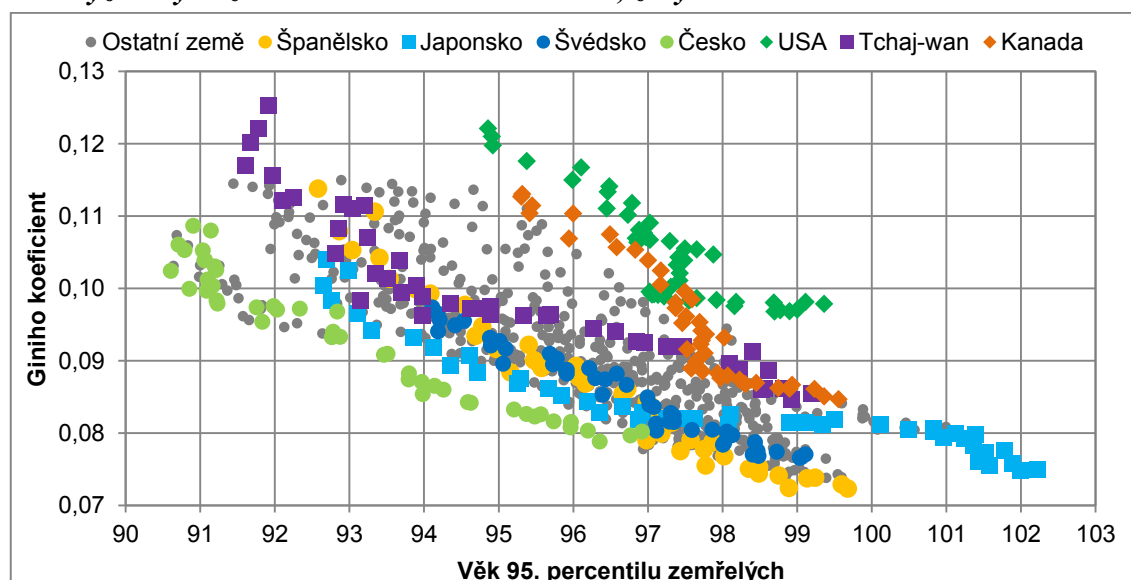
Tab. 18 – Vývoj ukazatele Giniho koeficient v analyzovaných zemích, vybrané roky, muži a ženy

	Muži								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	0,33	0,20	0,13	0,12	0,12	0,11	0,10	0,09	0,09
Průměr	0,38	0,25	0,18	0,15	0,14	0,12	0,12	0,11	0,10
Medián	0,38	0,24	0,17	0,15	0,14	0,12	0,11	0,10	0,10
Maximum	0,43	0,35	0,24	0,16	0,15	0,14	0,13	0,12	0,12
Variační rozpětí	0,11	0,15	0,10	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
Var. koeficient (%)	9,58	19,32	18,16	8,64	6,44	6,35	7,34	6,90	8,45
	Ženy								
	1900	1930	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2011
Minimum	0,31	0,18	0,12	0,10	0,10	0,09	0,08	0,08	0,07
Průměr	0,35	0,23	0,15	0,12	0,11	0,10	0,09	0,09	0,08
Medián	0,35	0,22	0,15	0,12	0,11	0,10	0,09	0,09	0,08
Maximum	0,43	0,33	0,23	0,14	0,13	0,11	0,11	0,10	0,10
Variační rozpětí	0,12	0,15	0,11	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
Var. koeficient (%)	11,76	20,80	20,49	9,17	6,73	6,49	6,28	5,93	6,51

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 77 – Vztah mezi věkem 95. percentilu tabulkových zemřelých a Giniho koeficientem v analyzovaných zemích v období let 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

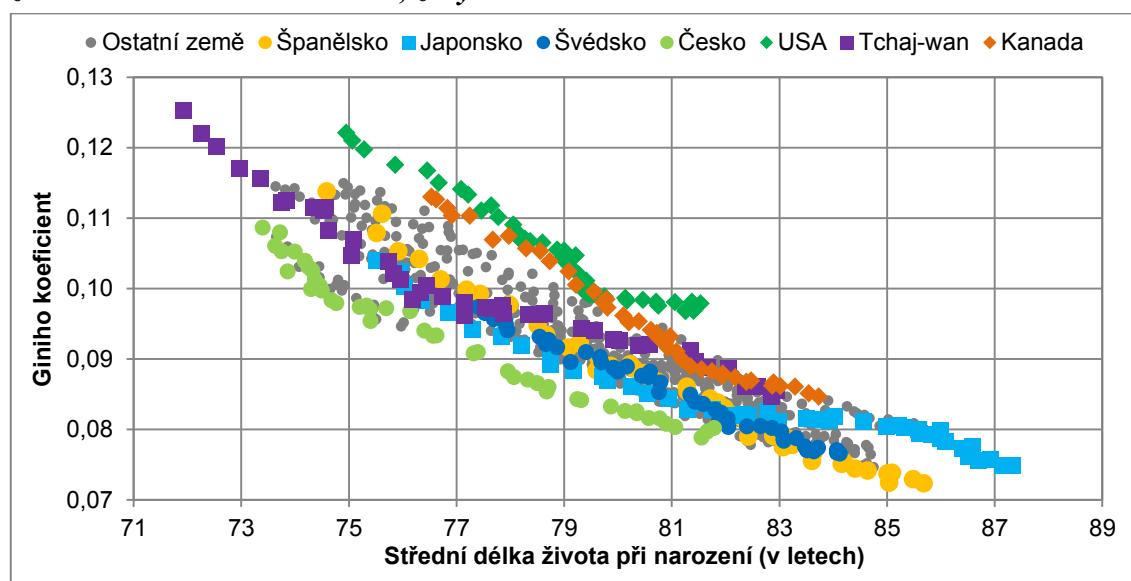
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Z analýzy vývoje hodnot Giniho koeficientu a růstu věku 95. percentilu tabulkových zemřelých (Obr. 77) vychází stejné závěry jako při analýze ukazatele MR. Posun úmrtí do

vyšších věků s sebou přináší růst délky života, ovšem v jednotlivých zemích je obvyklá jiná úroveň variability věku při úmrtí. Nejvíce se svou nerovností odlišují USA, v nichž země nadprůměrně vysoký počet osob v dětském věku a naopak se dožije nadprůměrně více osob 100 a více let.

Porovnání Giniho koeficientu a střední délky života při narození (vztah na Obr. 78) ukazuje, že posun úmrtí do vyšších věků zvyšuje průměrnou délku života a obvykle i kompresi úmrtnosti. I v případě naděje dožití při narození však může dojít k situaci, že posun úmrtí do vyšších věků se bude významně týkat i poklesu intenzity úmrtnosti v nejvyšších věcích, a tak se s rostoucí průměrnou délkou života nemusí vždy i zvyšovat koncentrace úmrtí.

Obr. 78 – Vztah mezi nadějí dožití při narození a Giniho koeficientem v analyzovaných zemích v období let 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

3.2.5 Shrnutí procesu koncentrace úmrtí ve vyšším věku

V 18. stol. se obvykle lidé nedoživali ani poloviny let, co se dožívalo pět procent nejdéle žijících. Úmrtí se koncentrovala významně v kojeneckém a dětském věku. Teprve s poklesem intenzity úmrtnosti v dětském a středním věku a posunem úmrtí do vyšších věků, z počátku jen velmi pozvolna, se v poslední čtvrtině 19. stol. začala významně zvyšovat průměrná délka života. Období od poloviny 19. stol. do poloviny 20. stol. lze charakterizovat jako z počátku přesun úmrtí z dětského věku do vyšších věků a následnou kompresi úmrtnosti ve stáří – tento proces lze rozvrhnout do tří fází.

V první fázi lze za zlomový okamžik považovat, kdy mediánový věk překonal svou hodnotou šířku intervalu C50 ve stáří, což se v rámci vyspělých zemí odehrálo do roku 1900. Díky posouvání úmrtí z kojeneckého a dětského věku začíná pozvolna růst střední délka života při narození.

V druhé fázi byl významným mezníkem rok, kdy mediánový věk překonal šířku mezikvartilového rozpětí – ve vyspělých zemích tomu bylo obvykle nejpozději po první světové válce, např. ve Švédsku ale již před rokem 1900. Význam úmrtí koncentrovaných co nejbližší po

narození tímto procesem poklesl na takovou úroveň, že začala být významnější koncentrace úmrtí ve středním věku a stáří. Růst naděje dožití při narození je dále podpořen klesající intenzitou úmrtnosti ve středním věku, což dohromady způsobuje rychlý nárůst naděje dožití při narození.

Ve třetí fázi dětská úmrtnost i nadále klesala, čímž ubývalo věků v dětství, v nichž by počet tabulkových zemřelých byl vyšší než v některém z věků ve stáří. Vrcholem této fáze je přesun globálního maxima tabulkové funkce d_x z kojeneckého věku do stáří. Tento přesun je klíčovým bodem ve zpomalení tempa růstu rektangularizace křivky l_x z důvodu poklesu dětské úmrtnosti, poté co se rektangularizace a komprese úmrtnosti dynamicky vyvíjely v období od konce 19. století do poloviny 20. století. Po přesunu maxima d_x do vyššího věku již klesání intenzity dětské úmrtnosti nemělo tak silný vliv na růst naděje dožití při narození. V této fázi navíc s již poměrně nízkou dětskou úmrtností roste vliv klesající intenzity úmrtnosti ve středním věku a stáří na růst střední délky života při narození doprovázené kompresí úmrtnosti a stále více rektangulární křivkou l_x .

Kapitola 4

Vazby mezi ukazateli komprese úmrtnosti

Výsledky analýz vybraných ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti dokládají, že posun úmrtí do vyšších věků s sebou nese prodlužování délky života a v rámci tohoto procesu obvykle dochází k větší kompresi úmrtnosti. Přesun úmrtí z nižších do vyšších věků, zpravidla okolo modálního věku, zvyšuje koncentraci úmrtí i průměrnou délku života, podíl osob dožívajících se nejvyšších věků (např. 100 let) se však nemusí zvyšovat. Naopak posunování úmrtí do těch nejvyšších věků, tedy zvyšování podílu stoletých či např. věku 95. percentilu zemřelých, má dekoncentrační vliv, a tak se může variabilita věku úmrtí dokonce zvyšovat – ve skutečnosti dochází nanejvýše ke stagnaci komprese úmrtnosti, neboť posun úmrtí do vyšších věků je obvykle záležitostí všech věkových kategorií, nikoliv jen těch nejvyšších. K dalšímu přiblížení vztahů mezi jednotlivými ukazateli použitými v práci slouží korelační analýza.

Dle analýzy dostupných dat lze zkoumané období rozdělit do čtyř etap. Prvním obdobím bylo 18. a 19. století, kdy nedocházelo alespoň z počátku k výrazným změnám a data jsou dostupná jen za několik zemí, uceleně pouze za Švédsko. Druhá etapa zahrnuje první polovinu 20. století, kdy došlo k nejzásadnějším změnám, data jsou dostupná již za více zemí, avšak některé země byly výrazně ovlivněny světovými válkami a španělskou chřipkou. Třetí etapa je obdobím snížení variability mezi zeměmi po druhé světové válce, zpomalením až stagnací délky života mužů a přesunem globálního maxima d_x z kojeneckého věku do stáří – tato etapa trvala zhruba do roku 1970. Poslední období, jehož trendy v podstatě zasahují až do současnosti, je etapou opětovného rychlého růstu délky života pro muže i ženy, přičemž mezi muži a ženami dochází ke konvergenci naděje dožití při narození.

Různý charakter jednotlivých etap se promítal i do výsledků korelační analýzy. Aby výsledky korelační analýzy nebyly zkresleny odlišným charakterem vývoje hodnot vybraných demografických ukazatelů v jednotlivých etapách, byla korelační analýza zpracována pro více etap. S ohledem na přesah výsledků do současnosti má největší význam vývoj ukazatelů po roce 1970, kdy ve všech zkoumaných zemích bylo maximum d_x ve stáří, nikoliv kojeneckém věku. Této etapě je věnována i samostatná podkapitola (viz str. 117).

Rozdělení časových řad do jednotlivých etap umožňovalo naplnit předpoklad monotonického vztahu mezi proměnnými. Pro účely korelační analýzy byl zvolen Spearmanův korelační koeficient, jelikož předpoklad normálního rozdělení pro užití Pearsonova korelačního

koeficientu splňovaly pouze některé proměnné, resp. některé proměnné u části zemí. Přesto i využití Pearsonova korelačního koeficientu by podalo stejný celkový výsledek – výrazné rozdíly mezi Spearmanovým a Pearsnovým korelačním koeficientem byly spíše ojedinělé.

Vzhledem k relativně dlouhým časovým řadám jsou na 5% hladině významnosti statisticky významné všechny korelační koeficienty se silnou a středně silnou závislostí. Korelační koeficienty pro velmi slabé závislosti a některé slabé závislosti jsou statisticky nevýznamné²².

4.1 Korelační analýza

Pro první etapu mělo smysl provést korelační analýzu pouze pro Švédsko a Francii, pro něž byla data dostupná od roku 1751, resp. 1816. Pro ostatní země byly dostupné výrazně kratší časové řady, případně nebyly k dispozici žádná data.

V rámci analýzy Švédska a Francie se projevilo, že tyto země byly v odlišné fázi demografického vývoje. Zatímco totiž po druhé světové válce si byly výsledky korelační analýzy všech zemí velmi podobné, v období let 1800–1899 se Švédsko a Francie výrazně lišily – větší variabilitu lze očekávat v celém souboru.

Příklad korelační analýzy pro švédské muže v 19. století znázorňuje Tab. 19. Směr statistické závislosti je charakteristický nejen pro toto období, ale i pro současnost s tím rozdílem, že v současnosti vychází statistické závislosti silnější. Výsledky pro muže a pro ženy jsou obdobné. Již na základě této korelační analýzy na datech pro Švédsko 19. století lze rozdělit ukazatele do dvou skupin podle směru statistické závislosti. Obecně by s posunem úmrtí do vyšších věků, a tedy **rostoucí délkou života** mělo docházet ke kompresi úmrtnosti a rektangularizaci křivky dožívajících, dle čehož lze rozdělit demografické ukazatele, jejichž hodnota během tohoto procesu roste (e_0 , e_{65} , Q_{10} , Q_{25} , Q_{50} , Q_{75} , M , FR , MR , $\max. d_x$) a jejichž hodnota klesá (e_M , IQR , C_{10} , C_{25} , C_{50} , $SD(M+)$, G , H).

Rostoucími ukazateli ve vztahu k e_0 jsou:

- 4) **Naděje dožití v pevně daném věku x (e_x)** – posun úmrtí do vyšších věků způsobuje prodlužování průměrné délky života. Naději dožití při narození lze považovat za specifický příklad ukazatele FR , který je vypočten z nejširšího dostupného věkového intervalu v úmrtnostní tabulce – e_0 je tak de facto i ukazatelem rektangularizace křivky dožívajících.
- 5) **Kvantily** – stejný podíl osob tabulkové populace se dožívá stále vyššího věku. Jedná se o ukazatel posunu úmrtí do vyšších věků.
- 6) **Normální délka života** – s posunem úmrtí a větší koncentrací dochází k prodlužování modální délky života a růstu maxima d_x ve vyšším věku. Závěry jsou platné pouze při obvyklém rozdělení tabulkových zemřelých – např. válka může, ale i nemusí mít vliv na normální délku života, avšak na dekoncentraci úmrtí pravděpodobně ano²³.
- 7) Ukazatele rektangularizace křivky dožívajících **FR** a **MR** , které na absolutně (FR) či relativně (MR) vymezeném věkovém intervalu podávají informaci o průměrném podílu

²² Pro země, které se vyznačovaly neobvykle slabými korelacemi, s potenciální p-hodnotou pod 0,05, je v příloze shrnující tabulka včetně p-hodnoty.

²³ Záleží na typu válečného konfliktu, který stejnou měrou nemusí zasáhnout všechny věkové kategorie a pohlaví.

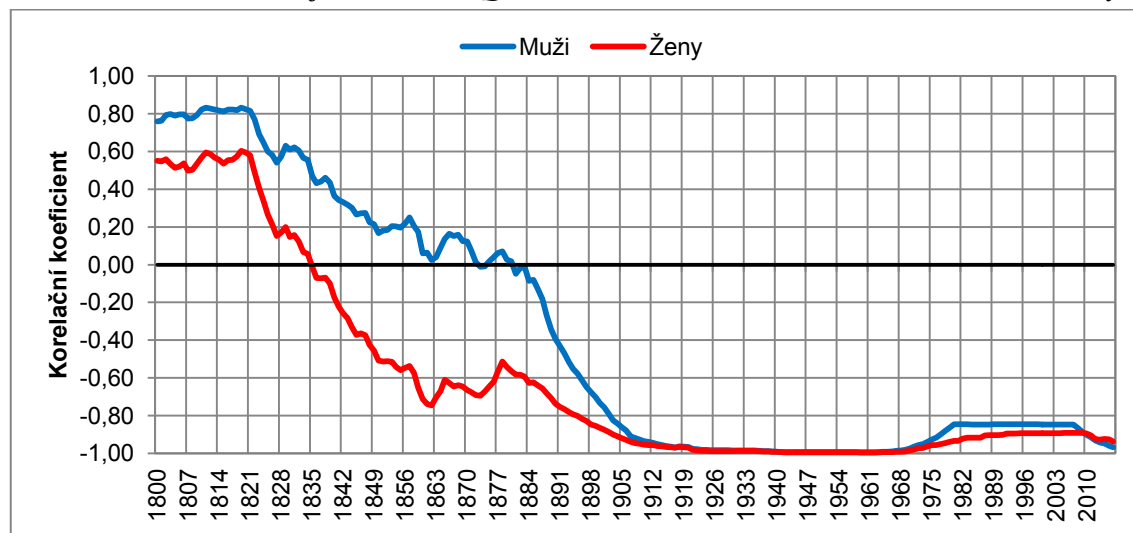
prožitých let z daného intervalu. Při růstu hodnot tedy tyto ukazatelé podávají informaci o posunu úmrtí do vyšších věků, rektangularizaci křivky dožívajících a kompresi úmrtnosti na vymezeném věkovém intervalu.

Obdobné závěry, že dochází ke kompresi úmrtnosti, lze stanovit na základě poklesu těchto ukazatelů při rostoucí e_0 :

- 8) **Naděje dožití v relativně vymezeném věku $M(e_M)$** – naděje dožití v modálním věku vlivem komprese úmrtnosti klesá.
- 9) **Směrodatná odchylka nad modelem $SD(M+)$** – koncentraci úmrtí okolo modálního věku vyjadřuje právě $SD(M+)$, která ($SD(M+)$) se zintenzivněním komprese klesá.
- 10) **Mezikvartilové rozpětí** – jeden z ukazatelů koncentrace úmrtnosti – posun dolního kvartilu do vyšších věků by měl být intenzivnější než posun horního kvartilu, a tak by se měl zužovat tento interval představující 50 % zemřelých.
- 11) **Ukazatele skupiny C** – komprese úmrtnosti by se měla odehrávat okolo modu, a tak právě zužování věkového intervalu C je dokladem probíhajícího procesu koncentrace úmrtnosti.
- 12) **Ukazatele G a H** – těmito ukazateli lze souhrnně popsat variabilitu věku úmrtí, s jejich poklesem se snižuje heterogenita, a tedy dochází ke kompresi úmrtnosti.

V případě Švédska v období 1800–1899 byla statistická závislost mezi dvěma třetinami dvojic ukazatelů velmi silná – dle hodnot korelačního koeficientu vyšší než 0,8, příp. nižší než -0,8. Slabá korelace se týkala dvojic ukazatelů, v nichž se jeden z ukazatelů vztahoval k modu (M , e_M , $SD(M+)$), a úplně nejslabší byla korelace ukazatelů ve vztahu s interkvartilových rozpětím. V případě švédských mužů vycházeli v daném období korelační koeficienty s ukazatelem IQR okolo nuly – nejsilnější korelaci vykazovala dvojice IQR vs. Q_{25} s korelačním koeficientem -0,39. U švédských žen byly korelační koeficienty indikující silnější korelace – v případě ukazatele dvojic s ukazatelem IQR vyšel pro 19. století nejslabší korelační koeficient s ukazatelem e_M , a to 0,34.

Obr. 79 – Korelační koeficient mezi IQR a e_0 v období 1751–2016, Švédsko, muži a ženy



Poznámky: Korelační koeficient vypočten z hodnot za posledních 50 let.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

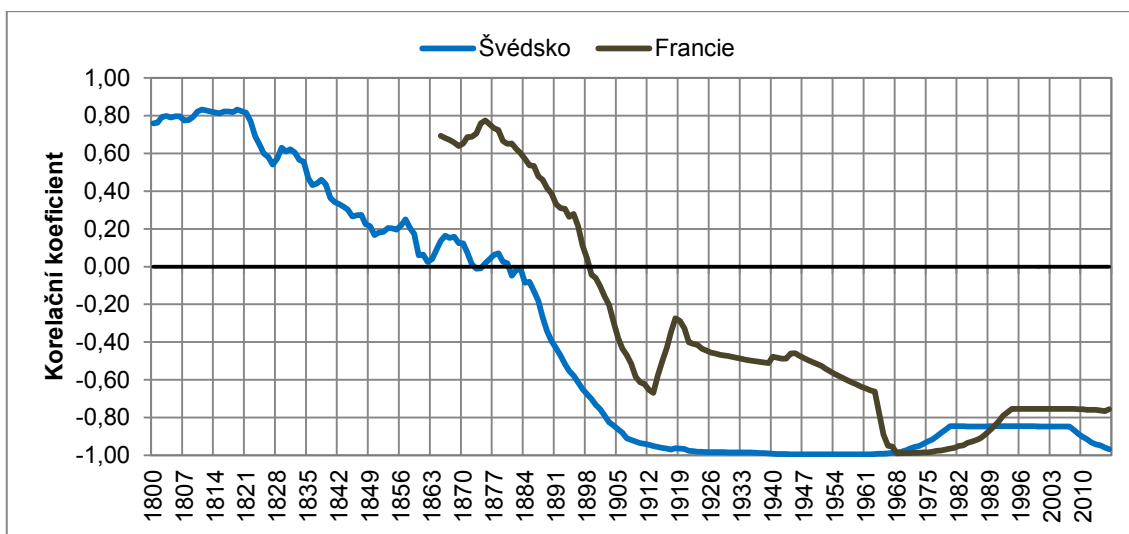
Slabší závislosti u švédských mužů než žen byly dány rozdílem v naději dožití při narození, a tedy v podstatě opožděným postupem prodloužování délky života u mužů. U švédských žen

nastala dříve situace, že se s rostoucí střední délkou života při narození zužovalo interkvartilové rozpětí. Tento jev, identifikovaný ve vývoji jednotlivých ukazatelů, spadl do 19. století. Přitom na jeho počátku s rostoucím e_0 se rozšiřovalo i IQR. Postupnou změnu závislosti pro Švédsko znázorňuje Obr. 79).

Tak jako se lišil v 19. století korelační koeficient mezi muži a ženami ve Švédsku, tak se lišily i hodnoty pro jednotlivé státy z důvodu přítomnosti v odlišné fázi demografického vývoje. U Francie (příklad viz Tab. 20) došlo k posunu úmrtí do vyšších věků později než ve Švédsku, a tak korelační koeficienty vykazují slabší závislost. Nejzásadnější rozdíl v korelační analýze se váže k mezikvartilovému rozpětí. Zatímco ve Švédsku v 19. století vycházel trend, že s rostoucí průměrnou délkou života se interkvartilové rozpětí zužovalo, v případě Francie se naopak rozšiřovalo. Tento vývoj byl způsoben rychlejším zvyšováním hodnoty horního kvartilu než dolního kvartilu. Z počátku totiž byla úmrtí tak silně koncentrována do období několika let po narození, že snižování intenzity úmrtnosti v dětském věku nemělo na posun dolního kvartilu tak výrazný vliv, jako posun úmrtí ve vyšším věku na horní kvartil. Ve Francii byl vývoj oproti Švédsku opožděný, a tak teprve koncem 19. století začal být jasnější vztah, že s rostoucí střední délkou života při narození se i zužuje interkvartilové rozpětí.

Porovnání proměny směru korelací ve Švédsku a Francii pro muže, s využitím korelačního koeficientu vypočteného vždy z posledních 50 let, znázorňuje Obr. 80.

Obr. 80 – Korelační koeficient mezi IQR a e_0 v období 1751–2016, Švédsko a Francie, muži



Poznámky: Korelační koeficient vypočten z hodnot za posledních dostupných 50 let.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 19 – Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1800–1899, Švédsko, muži

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e ₀	1,00																	
e ₆₅	0,91	1,00																
Q ₁₀	0,95	0,89	1,00															
Q ₂₅	0,96	0,84	0,93	1,00														
Q ₅₀	1,00	0,91	0,94	0,95	1,00													
Q ₇₅	0,98	0,96	0,94	0,91	0,98	1,00												
M	0,84	0,91	0,81	0,73	0,84	0,90	1,00											
e _M	-0,68	-0,73	-0,66	-0,57	-0,69	-0,75	-0,93	1,00										
IQR	-0,23	-0,09	-0,23	-0,39	-0,20	-0,11	-0,03	0,04	1,00									
C10	-0,97	-0,87	-0,92	-0,90	-0,98	-0,97	-0,84	0,72	0,17	1,00								
C25	-0,98	-0,88	-0,93	-0,92	-0,99	-0,97	-0,83	0,71	0,18	0,99	1,00							
C50	-0,98	-0,83	-0,92	-0,96	-0,98	-0,93	-0,76	0,62	0,30	0,96	0,97	1,00						
SD(M+)	-0,71	-0,76	-0,68	-0,59	-0,72	-0,77	-0,93	0,99	0,04	0,74	0,73	0,65	1,00					
FR	1,00	0,91	0,95	0,96	1,00	0,98	0,84	-0,68	-0,23	-0,97	-0,98	-0,98	-0,71	1,00				
MR	0,99	0,87	0,94	0,98	0,99	0,95	0,79	-0,65	-0,28	-0,96	-0,98	-0,99	-0,67	0,99	1,00			
G	-0,98	-0,84	-0,93	-0,99	-0,97	-0,92	-0,75	0,60	0,34	0,94	0,95	0,99	0,62	-0,98	-0,99	1,00		
H	-0,99	-0,86	-0,93	-0,98	-0,98	-0,94	-0,77	0,62	0,31	0,95	0,97	0,99	0,65	-0,99	-1,00	1,00	1,00	
Max. d _x	0,96	0,86	0,91	0,89	0,97	0,96	0,84	-0,73	-0,16	-1,00	-0,99	-0,95	-0,74	0,96	0,95	-0,92	-0,94	1,00

Poznámky: Dle zvolené metodiky vypočteny ukazatele M, e_M, SD(M+) a maximum d_x z dat pro osoby ve věku 11 let a více. Šedou barvou zvýrazněny korelační koeficienty v intervalu (-0,3;0,3).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 20 – Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1816–1899, Francie, muži

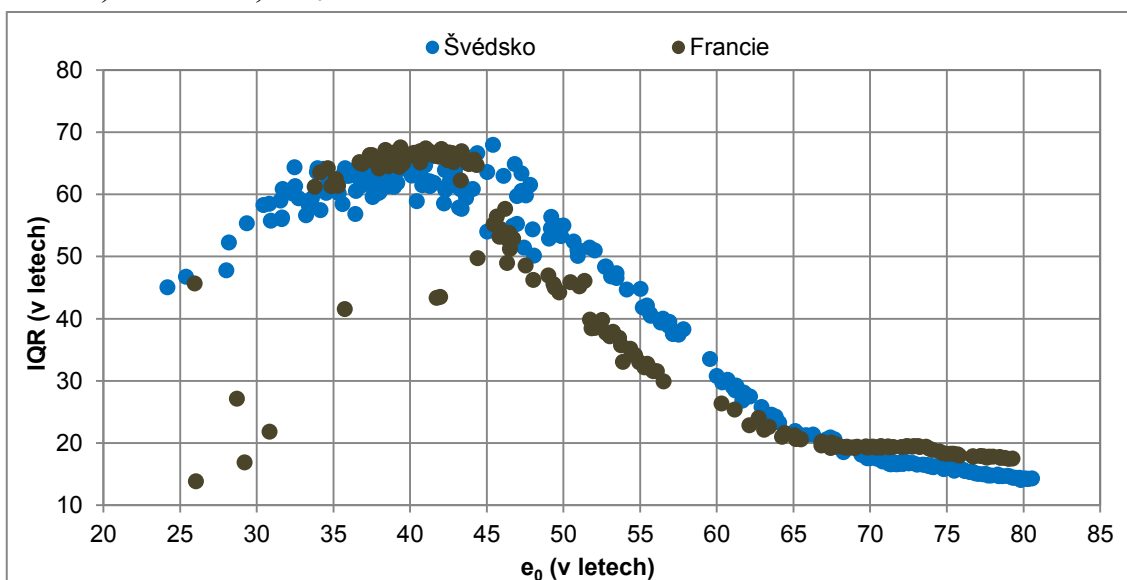
Ukazatel	e_0	e_{65}	Q_{10}	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	M	e_M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d_x
e_0	1,00																	
e_{65}	0,17	1,00																
Q_{10}	0,69	0,25	1,00															
Q_{25}	0,93	0,15	0,87	1,00														
Q_{50}	0,99	0,11	0,62	0,88	1,00													
Q_{75}	0,96	0,37	0,67	0,87	0,93	1,00												
M	0,65	0,56	0,45	0,57	0,61	0,76	1,00											
e_M	-0,64	0,10	-0,37	-0,59	-0,64	-0,61	-0,70	1,00										
IQR	0,37	0,40	0,05	0,14	0,37	0,48	0,46	-0,20	1,00									
C10	-0,88	0,02	-0,57	-0,80	-0,88	-0,84	-0,50	0,61	-0,30	1,00								
C25	-0,97	-0,02	-0,61	-0,87	-0,98	-0,91	-0,58	0,68	-0,37	0,91	1,00							
C50	-0,97	0,01	-0,66	-0,91	-0,97	-0,89	-0,55	0,67	-0,30	0,89	0,98	1,00						
SD(M+)	-0,69	0,11	-0,39	-0,62	-0,69	-0,66	-0,69	0,97	-0,25	0,66	0,73	0,72	1,00					
FR	1,00	0,17	0,69	0,93	0,99	0,96	0,65	-0,64	0,37	-0,88	-0,97	-0,97	-0,69	1,00				
MR	0,99	0,06	0,66	0,92	0,99	0,92	0,60	-0,68	0,33	-0,89	-0,98	-0,98	-0,73	0,99	1,00			
G	-0,99	-0,06	-0,69	-0,93	-0,98	-0,91	-0,58	0,66	-0,30	0,88	0,97	0,98	0,71	-0,99	-1,00	1,00		
H	-0,99	-0,06	-0,67	-0,92	-0,98	-0,92	-0,59	0,67	-0,31	0,89	0,98	0,98	0,72	-0,99	-1,00	1,00	1,00	
Max. d_x	0,85	-0,04	0,55	0,78	0,85	0,82	0,47	-0,59	0,28	-0,99	-0,89	-0,87	-0,63	0,85	0,87	-0,86	-0,86	1,00

Poznámky: Dle zvolené metodiky vypočteny ukazatele M, e_M , SD(M+) a maximum d_x z dat pro osoby ve věku 11 let a více. Šedou barvou zvýrazněny korelační koeficienty v intervalu (-0,3;0,3).

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Jak se vyvíjel vztah průměrné délky života a mezikvartilové rozpětí od roku 1751 ve Švédsku a Francii je znázorněno na Obr. 81. Z počátku s rostoucí střední délkou života při narození rostlo i interkvartilové rozpětí a až teprve při dosažení úrovně průměrné délky života cca 45 let (v druhé polovině 19. století) nastává zužování mezikvartilového rozpětí. V rámci porovnávaných zemí lze dosažení nejvyššího mezikvartilového rozpětí datovat do druhé poloviny 19. století, nejpozději počátku 20. století. Tento proces lze považovat za snižování významu kojenecké (dětské) úmrtnosti a růst významu komprese úmrtnosti ve vyšším věku okolo normální délky života. Právě zachycení odlišné pasáže vývoje ve Švédsku a ve Francii způsobilo, že korelační koeficient mezi IQR a e_0 vyšel pro Švédy -0,23 (pro roky 1800–1899), ovšem pro Francouze byl směr závislosti opačný: 0,37 (pro roky 1816–1899). Francie se totiž teprve okolo roku 1900 dostávala do fáze zužování interkvartilového rozpětí (resp. v případě žen o zhruba 10 let dříve).

Obr. 81 – Vztah mezi interkvartilovým rozpětím a nadějí dožití při narození ve Švédsku a Francii, 1751–2016, muži



Poznámky: Data pro Francii dostupná za období 1816–2015.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vývoj korelačních koeficientů ve vztahu ke střední délce života při narození v období 19. století, první poloviny 20. století a vývoj po druhé světové válce je zachycen v Tab. 21 (na příkladu Švédska²⁴). Komprese úmrtnosti ve sledovaném období měla na počátku jiný charakter než v současnosti.

V 19. století se jednalo primárně o posun úmrtí z kojeneckého, a širěji dětského, věku do vyšších věků, přičemž intenzita koncentrace úmrtí blíže modálnímu věku nebyla tolik ovlivněna. Rostoucí střední délka života při narození tedy nejslaběji korelovala s nadějí dožití v modálním věku a směrodatnou odchylkou v modálním věku.

Období první poloviny 20. století, které bylo ve znamení až skokového růstu některých ukazatelů, bylo z pohledu intenzity komprese úmrtnosti okolo modu podobné s 19. stoletím. Nejradikálnější změny probíhaly v přesunu úmrtí z dětského věku do vyšších věků, zároveň se

²⁴ V příloze jsou vyobrazeny vztahy ukazatele e_0 s dalšími demografickými ukazateli pro celé dostupné období za muže ve Švédsku a Francii (vztahy mezi ukazateli u žen měly obdobný trend).

i mírně zvyšoval samotný modální věk. Nejvíce však byly zasaženy nejnižší kvantily – 10. percentil během půlstoletí vyskočil o 50–60 let, první kvartil též. To způsobilo i extrémní zúžení mezikvartilového rozpětí o cca 50 let – ten již také nově velmi silně koreloval s e_0 (korelační koeficient pro muže i ženy ve Švédsku se blížil hodnotě -1). Samotný modální věk však vzrostl pouze o jednotky let a zužování intervalů skupiny C, které leží přímou okolo modu, bylo také mnohem pomalejší než v případě interkvartilového rozpětí.

Tab. 21 – Korelační koeficient mezi nadějí dožití při narození a vybranými demografickými ukazateli délky života a komprese úmrtnosti, 1800–2016, Švédsko, muži a ženy

Ukazatel	Muži				Ženy			
	1800– 1899	1900– 1949	1950– 2016	1971– 2016	1800– 1899	1900– 1949	1950– 2016	1971– 2016
e_0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
e_{65}	0,91	0,77	0,99	1,00	0,91	0,50	1,00	1,00
Q_{10}	0,95	0,98	0,99	1,00	0,94	0,99	1,00	1,00
Q_{25}	0,96	1,00	0,99	1,00	0,96	1,00	1,00	1,00
Q_{50}	1,00	1,00	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Q_{75}	0,98	0,98	0,99	1,00	0,98	0,96	1,00	1,00
M	0,84	0,75	0,89	0,98	0,88	0,55	1,00	1,00
e_M	-0,68	-0,41	-0,61	-0,97	-0,63	-0,46	-0,85	-0,84
IQR	-0,23	-1,00	-0,94	-0,99	-0,66	-0,99	-0,95	-0,96
C10	-0,97	-0,98	-0,81	-0,99	-0,98	-0,98	-0,94	-0,92
C25	-0,98	-0,98	-0,82	-0,99	-0,98	-0,98	-0,95	-0,93
C50	-0,98	-0,99	-0,88	-0,99	-0,99	-0,99	-0,95	-0,94
SD(M+)	-0,71	-0,25	-0,63	-0,96	-0,66	-0,32	-0,75	-0,67
FR	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
MR	0,99	1,00	0,99	1,00	0,99	1,00	1,00	0,99
G	-0,98	-1,00	-1,00	-1,00	-0,98	-1,00	-1,00	-1,00
H	-0,99	-1,00	-1,00	-1,00	-0,99	-1,00	-1,00	-1,00
Max. d_x	0,96	0,98	0,81	0,99	0,98	0,98	0,94	0,91

Poznámky: Dle zvolené metodiky vypočteny ukazatele M, e_M , SD(M+) a maximum d_x z dat pro osoby ve věku 11 let a více. Tučně zvýrazněny vztahy (korelační koeficienty), které se ve sledovaném období nejvíce změnily.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Do poloviny 20. století, resp. u mužů vzhledem ke stagnaci střední délky života při narození až zhruba do 70. let, se snižovala variabilita a věku úmrtí – díky posunu úmrtí do vyšších věků se populace v průměru dožívala více let. Jednalo se však o léta prožitá v dětství a středním věku – ani naděje dožití v přesném věku 65 let totiž nerostla nijak intenzivně – za půl století vzrostla o zhruba dva roky, v případě Švédska vzrostla dokonce pouze o rok. Po druhé světové válce však do současnosti vzrostla e_{65} cca o 5–6 let. Nejenže docházelo po druhé světové válce i nadále k poklesu intenzity úmrtnosti v dětském a středním věku a počet tabulkových zemřelých v kojeneckém věku již nebyl maximem d_x , ale docházelo i k zintenzivnění komprese úmrtnosti okolo modálního věku. Vyšší koncentrace úmrtí ve vyšším věku vyjádřena zužováním intervalů ukazatelů skupiny C a růstem hodnoty samotného maxima d_x byla doplněna i o relativní zvýšení intenzity komprese úmrtnosti, což se projevilo snížením

směrodatné odchylky nad modelem. Teprve tedy v období po druhé světové válce se korelační koeficient mezi $SD(M+)$ a e_0 přiblížil hodnotám okolo -0,8.

Medián korelačních koeficientů pro první polovinu 20. století a současný vývoj (období po roce 1970) je níže v Tab. 22 a Tab. 23 – jedná se o korelační matice pro muže (pro ženy byly výsledky obdobné). Trendy byly v minulosti blízké současným vztahům mezi ukazateli s tím rozdílem, že v současnosti obecně vykazují korelační koeficienty silnější závislost než dříve. Odlišnosti lze nalézt zejména v případě států, které měly opožděný demografický vývoj, popřípadě se v úmrtnosti projevovaly více dopady válek (první a druhé světové války).

Pro celé období první poloviny 20. století byla data dostupná pro Švédsko, Francii, Belgii, Nizozemsko, Itálii a Švýcarsko. Z nich na příkladu mužů lze považovat jako nejvíce lišící se státy Itálii a Francii. Na datech pro Francii se nejvýrazněji ze všech států projevily změny úmrtnostních poměrů během světových válek – zatímco u ostatních zemí vycházely korelační koeficienty středně silné až silné, v případě francouzských mužů vykazovaly některé dvojice pouze slabou korelaci. Ve vztahu k e_0 měly slabou korelaci zejména ukazatele vážící se k modu a ukazatele skupiny C. Ze zbylých států (Švédsko, Belgie, Nizozemsko, Itálie a Švýcarsko) pouze pro italské muže byl korelační koeficient e_0 s IQR, C10 a C25 okolo -0,74, zatímco pro muže z dalších států vycházela korelace blízká -0,98.

Při odstranění faktoru světových válek (jím příslušných let) již všechny státy budou vykazovat shodně velmi silnou negativní korelaci mezi e_0 a ukazateli skupiny C. Přesto vzhledem k odlišné fázi demografického vývoje byla mezi státy v první polovině 20. století heterogenita, a to zejména ve vztahu mezi e_0 a ukazateli IQR, e_M , $SD(M+)$ a e_{65} .

Výsledky korelačních analýz za všechny země a pohlaví dle dat po roce 1970 ukazují téměř jednotný trend, kdy úmrtí jsou posouvána do vyšších věků, což způsobuje kompresi úmrtnosti, a to nejen absolutní dle ukazatelů skupiny C, ale i relativní dle směrodatné odchylky nad modelem. Období po roce 1970 umožňuje analyzovat bez zkreslování výsledků vlivem vysoké kojenecké úmrtnosti, která by způsobovala, že maximum tabulkové funkce d_x by bylo v dokončeném věku nula let. Zároveň má i toto období největší přesah pro současnosti, a proto se mu širěji věnuje samostatná kapitola 4.1.1 od strany 118.

Tab. 22 – Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1900–1949 pro vybrané země, muži

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e ₀	1,00																	
e ₆₅	0,82	1,00																
Q ₁₀	0,97	0,78	1,00															
Q ₂₅	0,99	0,79	0,97	1,00														
Q ₅₀	0,99	0,84	0,93	0,98	1,00													
Q ₇₅	0,97	0,91	0,90	0,94	0,98	1,00												
M	0,81	0,85	0,75	0,77	0,81	0,85	1,00											
e _M	-0,49	-0,16	-0,53	-0,51	-0,46	-0,38	-0,72	1,00										
IQR	-0,98	-0,70	-0,96	-0,99	-0,95	-0,89	-0,70	0,52	1,00									
C10	-0,90	-0,68	-0,87	-0,91	-0,93	-0,86	-0,66	0,51	0,92	1,00								
C25	-0,93	-0,70	-0,91	-0,93	-0,95	-0,86	-0,69	0,53	0,94	0,99	1,00							
C50	-0,97	-0,72	-0,94	-0,97	-0,97	-0,91	-0,69	0,53	0,98	0,96	0,98	1,00						
SD(M+)	-0,37	-0,24	-0,42	-0,36	-0,34	-0,31	-0,67	0,95	0,37	0,39	0,39	0,36	1,00					
FR	1,00	0,82	0,97	0,99	0,99	0,97	0,81	-0,49	-0,98	-0,90	-0,93	-0,97	-0,37	1,00				
MR	1,00	0,76	0,97	0,99	0,98	0,95	0,77	-0,55	-0,99	-0,91	-0,95	-0,98	-0,39	1,00	1,00			
G	-0,99	-0,77	-0,98	-0,99	-0,97	-0,94	-0,78	0,52	0,99	0,89	0,93	0,97	0,39	-0,99	-1,00	1,00		
H	-0,99	-0,76	-0,98	-0,99	-0,98	-0,95	-0,78	0,54	0,99	0,90	0,94	0,97	0,40	-0,99	-1,00	1,00	1,00	
Max. d _x	0,89	0,67	0,86	0,90	0,89	0,85	0,63	-0,50	-0,92	-1,00	-0,98	-0,95	-0,42	0,89	0,90	-0,89	-0,90	1,00

Poznámky: Dle zvolené metodiky vypočteny ukazatele M, e_M, SD(M+) a maximum d_x z dat pro osoby ve věku 11 let a více. Jedná se o medián korelačních koeficientů pro vybrané země dle dostupnosti dat: Švédsko, Francie, Belgie, Nizozemsko, Itálie, Švýcarsko, Španělsko, Kanada, Austrálie, Spojené království.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.1.1 Korelační analýza po roce 1970

Jakkoliv má většina zemí dle korelační analýzy obdobné trendy mezi ukazateli, některé země se vztahy mezi ukazateli výrazně liší. Již v průběhu analýz časových řad se jevil jako nestandardní vývoj v Japonsku a na Tchaj-wanu, kde docházelo k prodlužování délky života, avšak komprese úmrtnosti nepostupovala tak intenzivně jako v ostatních zemích. V Česku a východním Německu byl demografický vývoj opožděný. V rámci vývoje hodnot demografických ukazatelů měl též svá specifika vývoj v USA. V rámci některých dvojic ukazatelů, resp. jejich korelačního koeficientu, se tyto rozdíly potvrdily a byla u nich zjištěna výrazná variabilita mezi zeměmi.

K identifikaci korelačních koeficientů, u kterých jsou největší odchylky v rámci analyzovaných zemí, bylo využito variačního rozpětí korelačních koeficientů, toto variační rozpětí mohlo nabýt hodnot nula až dva. Větší rozdíly panovaly mezi populacemi mužů – pro ně jsou variační koeficienty v Tab. 25. Pro ženy pak v Tab. 26.

Mezi ukazateli e_0 , e_{65} , kvantily (Q_{10} , Q_{25} , Q_{50} , Q_{75}), modálním věkem (M), ukazateli rektangularizace (FR , MR) a nerovnosti věku úmrtí (G , H) byla téměř 100% přímá či nepřímá úměra a zároveň takřka nulová variabilita mezi zeměmi. Variabilita mezi zeměmi byla skryta v oblasti koncentrace úmrtí vyjádřených pomocí ukazatelů skupiny C, ale i dalších ukazatelů obecně pojících se s rozložením úmrtí ve vyšším věku – e_M , IQR , $SD(M+)$ a maxima d_x . Tyto ukazatele, v rámci nichž je mezi státy větší variabilita, umožňují lépe identifikovat rozdíly v procesu komprese úmrtnosti v analyzovaných zemích. Pokud by bylo abstrahováno od konkrétní vypovídací schopnosti každého ukazatele, pak lze na základě korelační analýzy vzít ze skupin ukazatelů pouze jediný, případně využít i jediný za všechny skupiny, v takovém případě by však již došlo k velmi výraznému zjednodušení.

Dle analýz vývoje všech zvolených ukazatelů a korelační analýzy pro vybrané vyspělé země lze již jen na základě růstu naděje dožití při narození činit závěr o posunu úmrtí do vyšších věků, růstu délky života, a to i ve stáří, rektangularizaci křivky dožívajících a kompresi úmrtnosti. Pro bližší specifikaci probíhajícího procesu je však třeba užít i dalších ukazatelů – zejména ukazatelů zabývajících se koncentrací úmrtí okolo modu, neboť zde nepanuje mezi zeměmi zcela jednotný trend. Ukazateli, v jejichž vývoji trendů se země mohou lišit, jsou e_M , IQR , $SD(M+)$, maximum d_x a ukazatele skupiny C. Z analyzovaných ukazatelů skupiny C lze vybrat jediného reprezentanta (např. C_{50}), neboť ukazatele skupiny C jsou si ve svém vývoji velmi blízcí – obvykle hodnota korelačního koeficientu mezi ukazateli skupiny C činila 0,97 až 1,00.

Tab. 23 – Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1971–2016 pro vybrané země, muži

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e ₀	1,00																	
e ₆₅	1,00	1,00																
Q ₁₀	1,00	0,99	1,00															
Q ₂₅	1,00	1,00	1,00	1,00														
Q ₅₀	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00													
Q ₇₅	1,00	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00												
M	0,99	1,00	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00											
e _M	-0,94	-0,93	-0,94	-0,94	-0,94	-0,94	-0,95	1,00										
IQR	-0,93	-0,92	-0,93	-0,93	-0,93	-0,92	-0,92	0,88	1,00									
C10	-0,97	-0,96	-0,97	-0,97	-0,97	-0,96	-0,95	0,95	0,94	1,00								
C25	-0,98	-0,97	-0,98	-0,98	-0,98	-0,97	-0,96	0,95	0,94	1,00	1,00							
C50	-0,98	-0,97	-0,98	-0,98	-0,98	-0,97	-0,96	0,94	0,97	0,99	0,99	1,00						
SD(M+)	-0,93	-0,92	-0,92	-0,93	-0,93	-0,92	-0,94	0,98	0,89	0,94	0,94	0,95	1,00					
FR	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	-0,94	-0,93	-0,97	-0,98	-0,98	-0,93	1,00				
MR	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99	-0,95	-0,93	-0,98	-0,98	-0,99	-0,94	1,00	1,00			
G	-1,00	-0,99	-1,00	-1,00	-0,99	-0,99	-0,99	0,93	0,93	0,98	0,98	0,98	0,93	-1,00	-1,00	1,00		
H	-1,00	-0,99	-1,00	-1,00	-0,99	-0,99	-0,99	0,94	0,93	0,98	0,98	0,99	0,93	-1,00	-1,00	1,00	1,00	
Max. d _x	0,97	0,96	0,97	0,97	0,97	0,96	0,95	-0,95	-0,94	-1,00	-1,00	-0,99	-0,94	0,97	0,97	-0,97	-0,97	1,00

Poznámky: Jedná se o medián korelačních koeficientů analyzovaných zemí. Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 24 – Korelační matice ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti za období 1971–2016 pro vybrané země, ženy

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e ₀	1,00																	
e ₆₅	1,00	1,00																
Q ₁₀	1,00	1,00	1,00															
Q ₂₅	1,00	1,00	1,00	1,00														
Q ₅₀	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00													
Q ₇₅	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00												
M	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00											
e _M	-0,88	-0,86	-0,88	-0,88	-0,88	-0,86	-0,88	1,00										
IQR	-0,95	-0,94	-0,96	-0,96	-0,95	-0,94	-0,95	0,91	1,00									
C10	-0,92	-0,91	-0,93	-0,93	-0,92	-0,91	-0,91	0,94	0,98	1,00								
C25	-0,93	-0,91	-0,94	-0,93	-0,93	-0,91	-0,92	0,93	0,98	1,00	1,00							
C50	-0,94	-0,92	-0,94	-0,94	-0,94	-0,92	-0,93	0,94	0,99	1,00	1,00	1,00						
SD(M+)	-0,82	-0,81	-0,83	-0,83	-0,82	-0,81	-0,83	0,89	0,85	0,87	0,86	0,86	1,00					
FR	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	-0,88	-0,95	-0,92	-0,93	-0,94	-0,82	1,00				
MR	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	-0,90	-0,97	-0,96	-0,96	-0,96	-0,84	0,99	1,00			
G	-1,00	-0,99	-1,00	-1,00	-0,99	-0,99	-0,99	0,89	0,97	0,94	0,95	0,96	0,83	-1,00	-1,00	1,00		
H	-1,00	-0,99	-1,00	-1,00	-0,99	-0,99	-0,99	0,90	0,97	0,95	0,95	0,96	0,84	-1,00	-1,00	1,00	1,00	
Max. d _x	0,92	0,91	0,93	0,93	0,92	0,90	0,91	-0,94	-0,98	-1,00	-1,00	-0,99	-0,87	0,92	0,96	-0,94	-0,95	1,00

Poznámky: Jedná se o medián korelačních koeficientů analyzovaných zemí. Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 25 – Variační rozpětí korelačních koeficientů demografických ukazatelů mezi analyzovanými zeměmi, 1971–2016, muži

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e₀	0,00																	
e₆₅	0,01	0,00																
Q₁₀	0,06	0,10	0,00															
Q₂₅	0,10	0,14	0,06	0,00														
Q₅₀	0,04	0,04	0,06	0,08	0,00													
Q₇₅	0,01	0,01	0,09	0,13	0,03	0,00												
M	0,07	0,08	0,10	0,16	0,10	0,09	0,00											
e_M	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62	0,00										
IQR	1,47	1,47	1,44	1,44	1,47	1,47	1,48	1,21	0,00									
C10	0,87	0,88	0,86	0,87	0,87	0,88	0,87	0,46	0,73	0,00								
C25	0,95	0,96	0,93	0,94	0,95	0,96	0,95	0,52	0,62	0,03	0,00							
C50	1,14	1,15	1,12	1,12	1,14	1,14	1,14	0,59	0,38	0,16	0,09	0,00						
SD(M+)	0,74	0,74	0,73	0,73	0,74	0,74	0,74	0,18	1,23	0,48	0,54	0,60	0,00					
FR	0,00	0,01	0,06	0,10	0,04	0,01	0,07	0,62	1,47	0,87	0,95	1,14	0,74	0,00				
MR	0,11	0,16	0,05	0,09	0,11	0,15	0,15	0,59	1,31	0,79	0,84	1,02	0,67	0,11	0,00			
G	0,04	0,07	0,03	0,10	0,06	0,07	0,08	0,63	1,33	0,83	0,89	1,06	0,72	0,04	0,03	0,00		
H	0,07	0,11	0,03	0,08	0,07	0,10	0,10	0,62	1,32	0,82	0,88	1,05	0,70	0,07	0,01	0,01	0,00	
Max. d_x	0,87	0,88	0,85	0,86	0,87	0,87	0,87	0,45	0,75	0,00	0,03	0,18	0,47	0,87	0,78	0,82	0,81	0,00

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Variační rozpětí pod hodnotou 0,30 jsou označena šedou.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Tab. 26 – Vybraná variační rozpětí korelačních koeficientů demografických ukazatelů mezi analyzovanými zeměmi, 1971–2016, ženy

Ukazatel	e ₀	e ₆₅	Q ₁₀	Q ₂₅	Q ₅₀	Q ₇₅	M	e _M	IQR	C10	C25	C50	SD(M+)	FR	MR	G	H	Max. d _x
e₀	0,00																	
e₆₅	0,01	0,00																
Q₁₀	0,00	0,02	0,00															
Q₂₅	0,01	0,02	0,01	0,00														
Q₅₀	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00													
Q₇₅	0,02	0,01	0,03	0,02	0,02	0,00												
M	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,00											
e_M	0,66	0,66	0,66	0,66	0,66	0,66	0,67	0,00										
IQR	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,40	0,17	0,00									
C10	0,52	0,51	0,52	0,52	0,52	0,51	0,52	0,20	0,05	0,00								
C25	0,52	0,51	0,52	0,51	0,51	0,51	0,52	0,20	0,05	0,00	0,00							
C50	0,49	0,48	0,49	0,48	0,48	0,48	0,49	0,17	0,04	0,02	0,01	0,00						
SD(M+)	0,70	0,69	0,69	0,70	0,70	0,69	0,70	0,29	0,35	0,30	0,32	0,34	0,00					
FR	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,66	0,39	0,52	0,51	0,48	0,70	0,00				
MR	0,02	0,04	0,02	0,02	0,02	0,04	0,02	0,60	0,32	0,44	0,44	0,41	0,65	0,02	0,00			
G	0,01	0,03	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02	0,65	0,37	0,50	0,50	0,47	0,70	0,01	0,01	0,00		
H	0,01	0,03	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02	0,63	0,36	0,48	0,48	0,45	0,68	0,01	0,01	0,00	0,00	
Max. d_x	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51	0,51	0,52	0,20	0,06	0,00	0,01	0,02	0,29	0,51	0,44	0,50	0,48	0,00

Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24. Variační rozpětí pod hodnotou 0,30 jsou označena šedou.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Vzhledem k hodnotám korelačních koeficientů značících takřka absolutní korelaci mezi e_0 , e_{65} , kvantily (Q_{10} , Q_{25} , Q_{50} , Q_{75}), modálním věkem (M), ukazateli rektangularizace (FR , MR) a nerovnosti věku úmrtí (G , H), lze učinit závěr o tom, že prodlužování délky života je doprovázeno posunem úmrtí do vyšších věků a rektangularizace křivky dožívajících. S rostoucí průměrnou délkou života však nedochází v rámci analyzovaných zemí obdobou měrou ke zintenzivnění komprese úmrtnosti. Korelační matici v rámci analyzovaných zemí lze tedy zjednodušit na e_0 a variabilní ukazatele (e_M , IQR , ukazatele skupiny C , $SD(M+)$, maximum d_x). Zúžení korelační analýzy na zkoumání vztahu e_0 s ukazateli e_M , IQR , $C50$, $SD(M+)$ a maximem d_x umožňuje jednoduše popsat prodlužování délky života a doprovodný proces komprese úmrtnosti.

Územními celky, které se svým procesem úmrtnosti mužů více odlišují, jsou zejména Česko, východní Německo, Tchaj-wan a Japonsko.

V případě žen způsobuje variabilitu primárně Japonsko, odlišnosti však lze nalézt též u Česka či východního Německa. V rámci analýz níže jsou rozepsány vztahy mezi ukazateli podrobněji pro zmíněné státy a dále navíc doplněny o Francii a Švédsko (obvyklé trendy, spíše vyšší naděje dožití) a USA (lehce odlišný charakter, slabší komprese úmrtnosti). Níže v tabulce (viz Tab. 27) jsou korelační koeficienty těchto vybraných zemí mezi e_0 a ostatními ukazateli. Za velmi neobvyklý lze považovat vývoj na Tchaj-wanu pro muže – právě tento vývoj byl důvodem, proč některá variační rozpětí korelačních koeficientů pro muže vyšla vyšší než jedna, tedy že směr závislosti byl pro některé ukazatele na Tchaj-wanu opačný (bez bližšího určení síly závislosti) oproti jiným zemím (podrobněji viz kapitoly 4.1.1.2 a 4.1.1.3).

Tab. 27 – Korelace e_0 s vybranými demografickými ukazateli v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži a ženy

Korelační koeficient mezi e_0 a vybranými ukazateli (muži)										
	e_{65}	$Q50$	M	e_M	IQR	$C50$	$SD(M+)$	MR	G	Max. d_x
Švédsko	1,00	1,00	0,98	-0,97	-0,99	-0,99	-0,96	1,00	-1,00	0,99
Francie	1,00	1,00	1,00	-0,99	-0,79	-0,99	-0,97	1,00	-1,00	0,99
USA	1,00	1,00	0,99	-0,93	-0,75	-0,89	-0,92	0,98	-0,97	0,92
Japonsko	1,00	1,00	1,00	-0,39	-0,64	-0,57	-0,24	0,97	-1,00	0,57
Česko	0,99	0,96	0,93	-0,74	0,17	-0,32	-0,75	0,98	-0,99	0,40
Německo – V	0,99	0,99	0,98	-0,87	0,42	-0,26	-0,84	0,89	-0,96	0,37
Tchaj-wan	1,00	1,00	1,00	-0,37	0,47	0,14	-0,28	0,96	-0,97	0,13
Minimum	0,99	0,96	0,93	-0,99	-0,99	-1,00	-0,98	0,89	-1,00	0,13
Medián	1,00	1,00	0,99	-0,94	-0,93	-0,98	-0,93	1,00	-1,00	0,97
Maximum	1,00	1,00	1,00	-0,37	0,47	0,14	-0,24	1,00	-0,96	1,00
Var. rozpětí	0,01	0,04	0,07	0,62	1,47	1,14	0,74	0,11	0,04	0,87

Korelační koeficient mezi e_0 a vybranými ukazateli (ženy)										
	e_{65}	Q50	M	e_M	IQR	C50	SD(M+)	MR	G	Max. d_x
Švédsko	1,00	1,00	1,00	-0,84	-0,96	-0,94	-0,67	0,99	-1,00	0,91
Francie	1,00	1,00	1,00	-0,84	-0,94	-0,89	-0,51	0,99	-1,00	0,88
USA	0,99	1,00	1,00	-0,88	-0,96	-0,94	-0,84	0,98	-0,99	0,92
Japonsko	1,00	1,00	1,00	-0,30	-0,60	-0,50	-0,23	0,98	-0,99	0,47
Česko	0,99	0,99	0,99	-0,65	-0,88	-0,86	-0,53	0,99	-1,00	0,84
Německo – V	1,00	1,00	1,00	-0,49	-0,75	-0,67	-0,48	0,98	-0,99	0,67
Tchaj-wan	1,00	1,00	1,00	-0,90	-0,92	-0,92	-0,82	0,99	-0,99	0,91
Minimum	0,99	0,99	0,98	-0,96	-0,99	-0,99	-0,93	0,98	-1,00	0,47
Medián	1,00	1,00	1,00	-0,88	-0,95	-0,94	-0,82	0,99	-1,00	0,92
Maximum	1,00	1,00	1,00	-0,30	-0,60	-0,50	-0,23	1,00	-0,99	0,99
Var. rozpětí	0,01	0,01	0,02	0,66	0,39	0,49	0,70	0,02	0,01	0,51

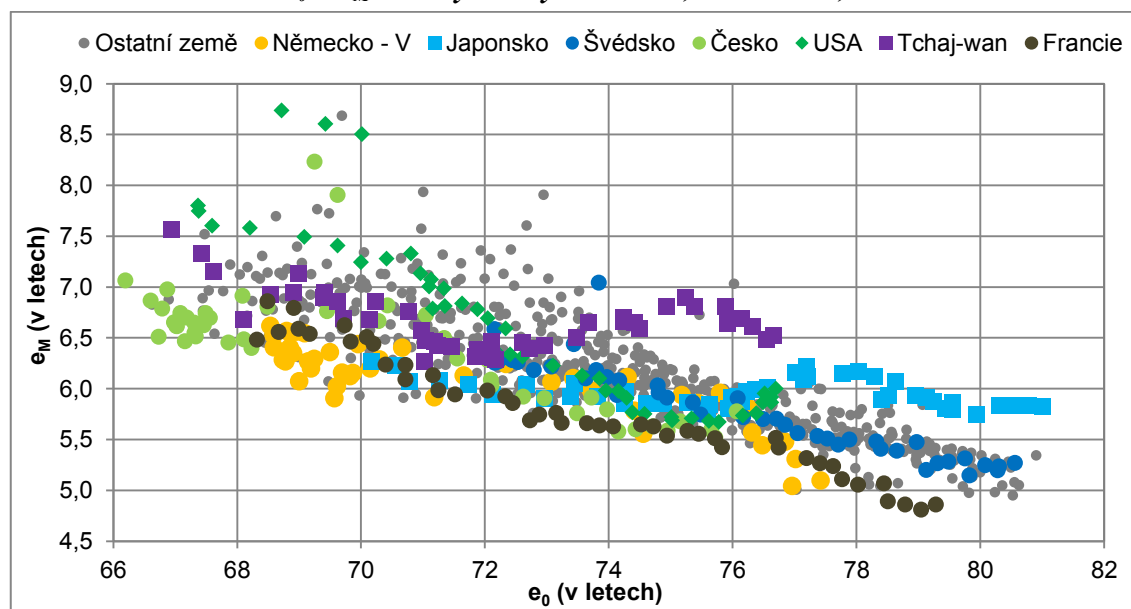
Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.1.1.1 Vztah mezi e_0 a e_M po roce 1970

S rostoucí průměrnou délkou života klesala naděje dožití v modálním věku, a to rychleji u mužů než u žen. Hodnota korelačního koeficientu mezi těmito proměnnými byla obvykle okolo -0,9. Takto jasnou a intenzivní vazbu lze pozorovat např. u Francie či Švédska na Obr. 82 a Obr. 83. V některých případech lze však na obrázcích sledovat i neutrální vazbu, případně růst e_M bez ohledu na růst e_0 – jedná se o Japonsko, Tchaj-wance a východní Němky, pro které vycházel korelační koeficient v průměru -0,39.

Obr. 82 – Vztah mezi e_0 a e_M v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

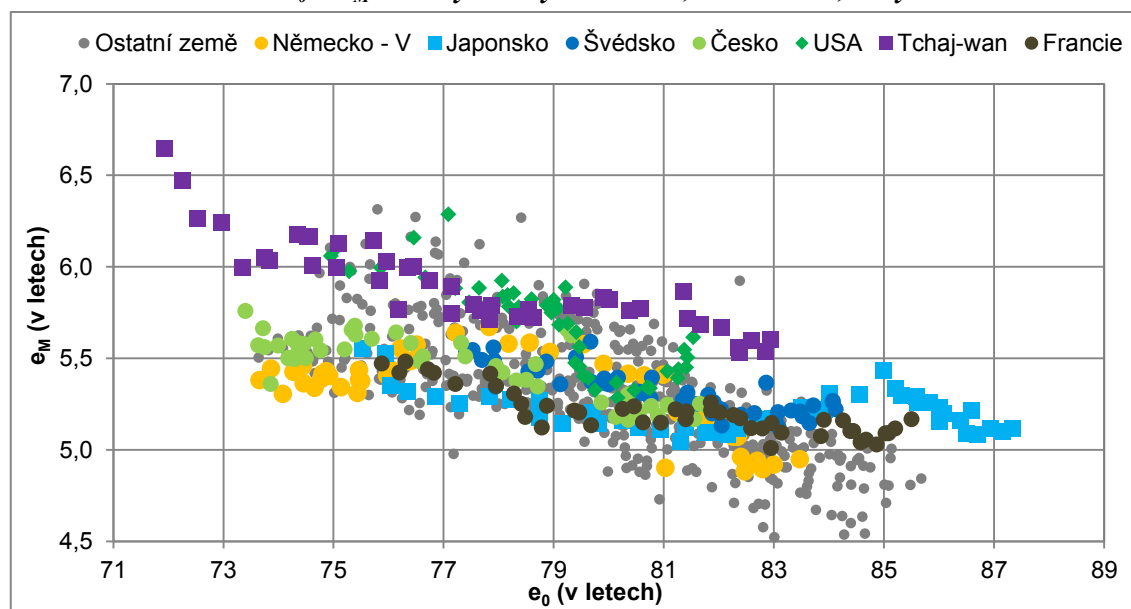
Mezi výjimky lze zařadit zejména Tchaj-wance, pro které byl korelační koeficient -0,37. Při e_0 74–77 let měli Tchaj-wanci výrazně vyšší naději dožití v modálním věku, než bylo obvyklé v ostatních případech – navíc se jedná o úroveň e_M , která byla obvyklá pro e_0 okolo 70 let.

V případě Japonců se jednalo o korelační koeficient $-0,39$. Vývoj lze považovat za shodný s Tchaj-wanci s tím rozdílem, že e_M je nižší cca o jeden rok a e_0 je posunuto cca o tři roky.

Vývoj u Tchaj-wanek již byl poměrně blízký vývoji v ostatních zemích, pouze e_M bylo obvykle o půl roku vyšší při stejném e_0 . Korelační koeficient mezi těmito ukazateli činil $-0,90$. Zásadní rozdíl vykazovaly Japonky, pro které s mírně klesajícím trendem oscilovala naděje dožití v modálním věku pod hranici 5,5 let a přitom docházelo k prodlužování střední délky života při narození. Pro Japonky tak vycházela v daném období slabá negativní korelace s koeficientem $-0,30$.

V rámci žen se ve vztahu ukazatelů e_0 a e_M po Japonkách v hodnotě korelačního koeficientu nejvíce lišily východní Němky s korelačním koeficientem $-0,49$. Při pohledu na obrázek níže je vidět, že vztah ukazatelů e_0 a e_M vytváří mírný oblouk. Ten je způsoben opožděním demografického vývoje a nižší nadějí dožití při narození v době komunismu, po které následovalo rychlé prodlužování střední délky života jak při narození, tak v modálním věku, až se nakonec vývoj těchto dvou ukazatelů začal podobat ostatním vyspělým státům.

Obr. 83 – Vztah mezi e_0 a e_M v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.1.1.2 Vztah mezi e_0 a interkvartilovým rozpětím po roce 1970

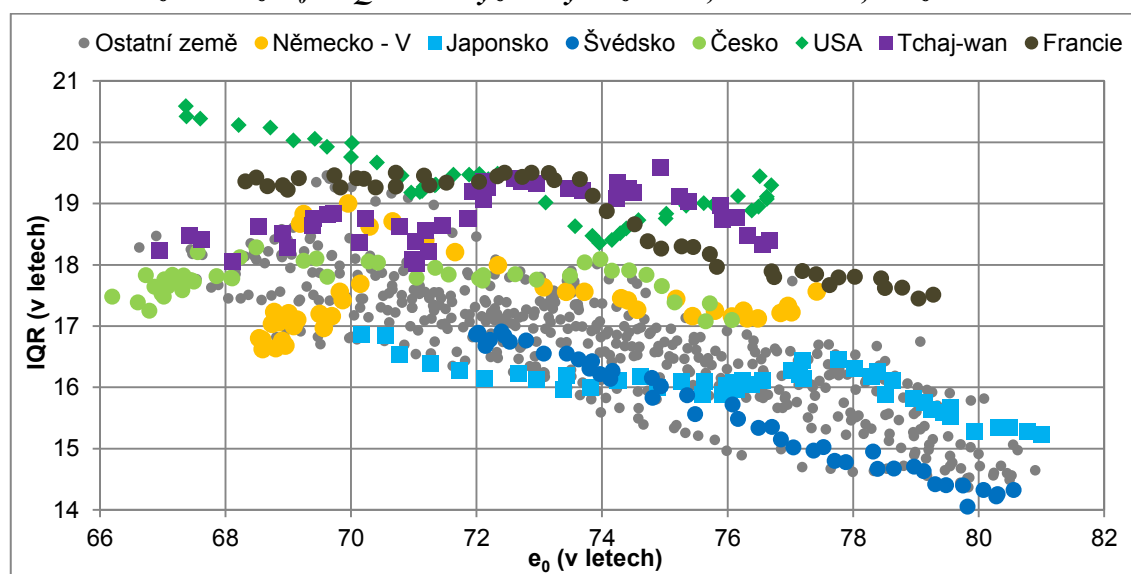
S rostoucí průměrnou délkou života se zužovalo mezikvartilové rozpětí. Obvyklý korelační koeficient mezi těmito proměnnými byl u vyspělých zemí okolo $-0,90$, v případě Austrálie dokonce $-0,99$. Pro ženy byla statistická závislost silnější než u mužů. Vztah mezi těmito ukazateli lze vidět na Obr. 84 a Obr. 85.

V případě mužů byly hodnoty mezikvartilového rozpětí neobvykle vysoko ve Francii, USA a na Tchaj-wanu. U Francie a USA to byl relativně obvyklý jev a korelační koeficient mezi IQR a e_0 činil $-0,91$, resp. $-0,79$. Od trendu klesajícího mezikvartilového rozpětí v závislosti na rostoucí střední délce života při narození se odchyloval Tchaj-wan, Česko a východní Německo. Zatímco stagnace mezikvartilového rozpětí v Česku a východním Německu vykazovala

nezávislost na naději dožití při narození, oscilace a mírný růst interkvartilového rozpětí u Tchaj-wanců s rostoucí e_0 s korelačním koeficientem 0,45 značil na 5% hladině významnosti pozitivní závislost. Takový trend však není pravděpodobně dlouhodobě udržitelný, což naznačuje poslední vývoj IQR, které okolo $e_0=75$ let začalo klesat.

Byť se i u žen projevila odlišnost USA – širokého interkvartilového rozpětí, klesající trend IQR v závislosti na růstu e_0 byl jasný ve všech státech až na Japonsko. Po dosažení naděje dožití při narození 81 let (v 80. letech 20. století) začalo mezikvartilové rozpětí v Japonsku růst a následně klesat v intervalu 13–14 let. Korelační koeficient těchto dvou proměnných tak pro Japonky vycházel -0,69.

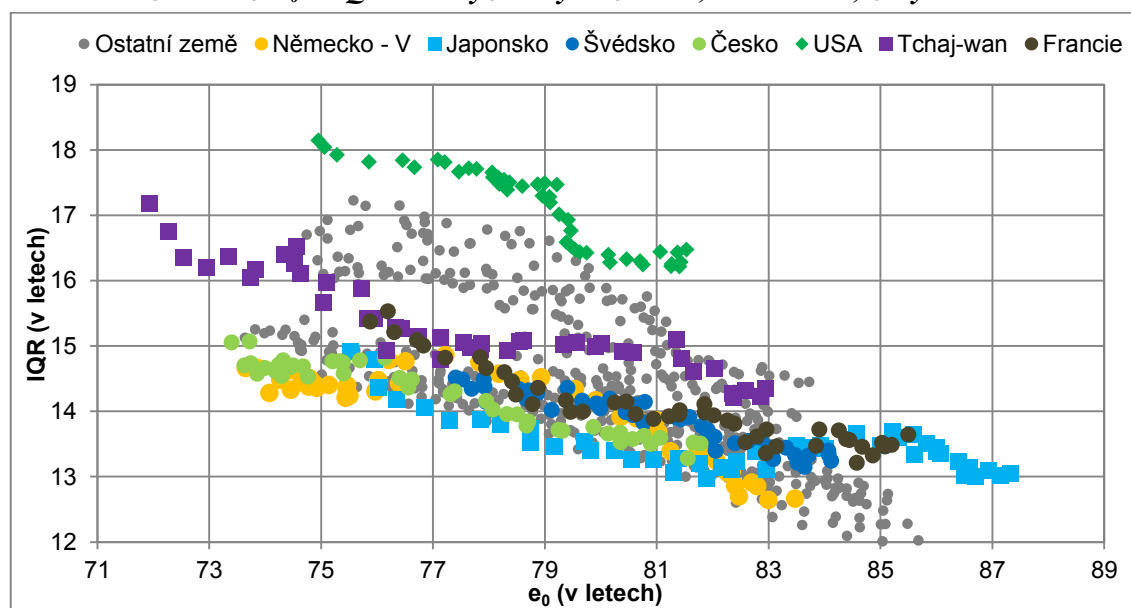
Obr. 84 – Vztah mezi e_0 a IQR v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 85 – Vztah mezi e_0 a IQR v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.1.1.3 Vztah mezi e_0 a ukazatelem C50 po roce 1970

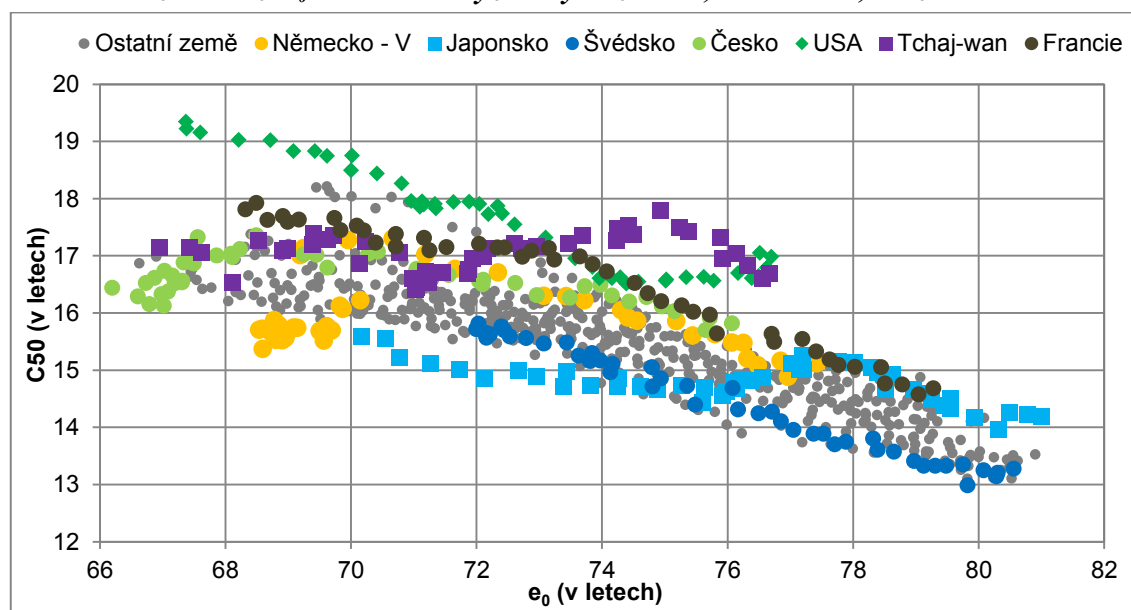
S rostoucí průměrnou délkou života se zužoval interval C50 a stejně i ostatní intervaly C. Medián korelačního koeficientu mezi těmito proměnnými byl -0,96, v případě Švédů činil korelační koeficient dokonce -0,99. Vztah mezi těmito ukazateli lze vidět na Obr. 86 a Obr. 87.

U mužů v Česku a východním Německu byla historicky fáze, kdy došlo k růstu intervalu C50 a zároveň růstu e_0 , po níž následovala stagnace C50 a záhy trend v obou zemích nabral stejného směru jako ve vyspělých státech, kdy se s růstem e_0 zužoval interval C50. Korelační koeficient mezi těmito proměnnými byl -0,32 v Česku a -0,26 ve východním Německu.

V Japonsku osciloval ukazatel C50 okolo 15 let pro e_0 71–79 let. Ani v současnosti se nejeví, že by v Japonsku byl klesající trend bez jakýchkoliv fluktuací. Korelační koeficient mezi C50 a e_0 činil pro Japonsce -0,57.

Nejvíce se odlišoval vývoj pro muže na Tchaj-wanu. Nejenže se u nich interval C50 nezužoval s rostoucí střední délkou života, ale dokonce i vykazoval fáze růstu. Výsledný korelační koeficient pro Tchaj-wance tak vyšel kladný, a to 0,14. Tato velmi slabá závislost však nebyla statisticky významná. Dle dat tedy pro Tchaj-wance neměla rostoucí naděje dožití při narození vliv na kompresi úmrtnosti vyjádřenou pomocí ukazatele C50, která se po roce 1970 pohybovala okolo hranice 17 let. I pro další ukazatele skupiny C byl korelační koeficient vyjadřující nezávislost (pro C10 byl -0,12 a pro C25 byl -0,04).

Obr. 86 – Vztah mezi e_0 a C50 v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

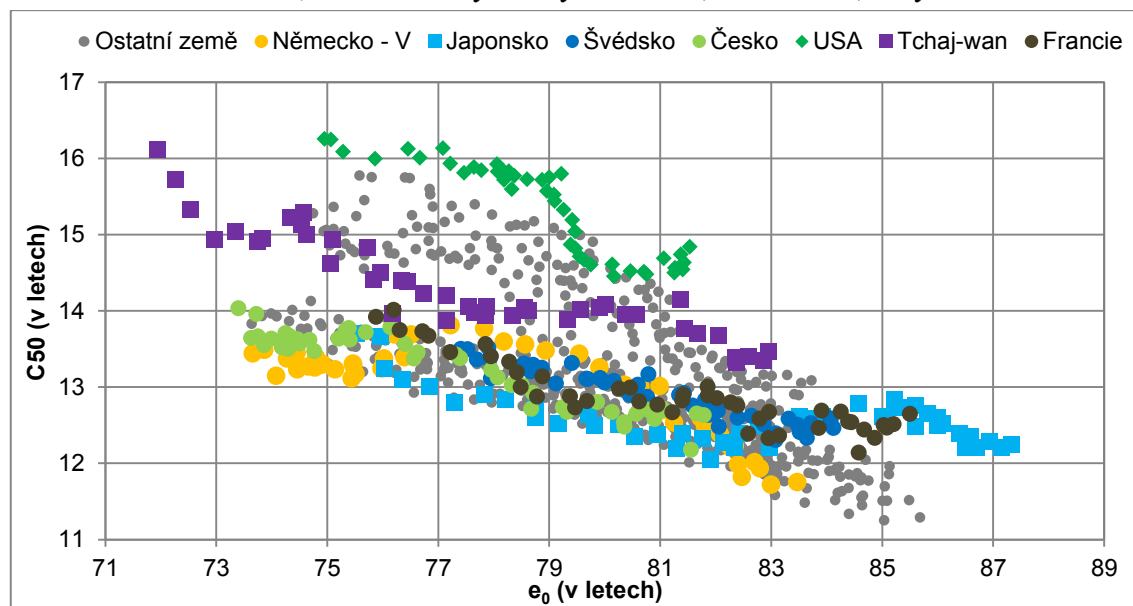
V případě žen na Tchaj-wanu byla spojitost mezi intervalem C50 a růstem e_0 jasně patrná, byť svými hodnotami proměnných odlišná od ostatních států – korelační koeficient byl -0,92 a tempo zužování intervalu C50 s růstem e_0 odpovídalo spíše zemím, které měly interval C50 zhruba o jeden rok užší.

Ve východním Německu byl pro ženy obdobný vývoj jako pro muže, kdy se z počátku mísil neutrální trend s rostoucím a až teprve později s dosažením vyšší e_0 docházelo ke zužování C50

s růstem e_0 – korelační koeficient činil -0,67. V Česku (-0,87) však nebyly pro ženy výrazné fáze stagnace či růstu hodnot ukazatele C50, a tak vyšla velmi silná negativní korelace.

Od ostatních států se lišil vývoj v Japonsku, kde se ženám nijak výrazně nezužoval interval C50 s růstem naděje dožití při narození. Výsledný korelační koeficient pro Japonky mezi C50 a e_0 po roce 1970 vycházel -0,50.

Obr. 87 – Vztah mezi e_0 a C50 v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

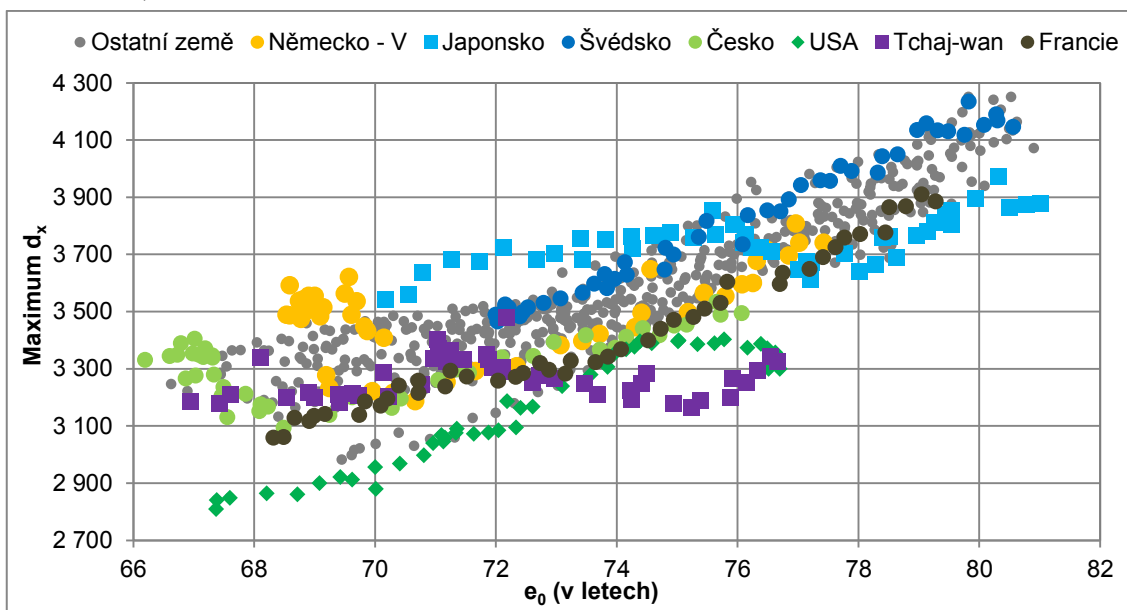
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.1.1.4 Vztah mezi e_0 a maximem d_x po roce 1970

S rostoucí průměrnou délkou života rostl i počet tabulkových zemřelých v maximu d_x . Mediánový korelační koeficient mezi těmito proměnnými byl 0,97 pro muže a 0,92 pro ženy, v případě Kanadánů dokonce 1,00. Vztah mezi těmito ukazateli lze vidět na Obr. 88 a Obr. 89.

Mezi populacemi mužů se od ostatních nejvíce odchylovalo Česko, východní Německo, Tchaj-wan a Japonsko. V případě dvou postkomunistických zemí se jednalo o obdobný vývoj, kdy se následně po období stagnující střední délky života při narození a stagnující hodnotě maxima d_x začala prodlužovat délka života a s ní i klesat maximum d_x . Aktuálnější období však je již plně v souladu s trendy ve vyspělých zemích. Korelační koeficient mezi e_0 a maximem d_x činil pro Čechy 0,40 a pro východní Němce 0,37. Oproti tomu v Japonsku a na Tchaj-wanu docházelo k prodlužování délky života, aniž by se výrazně zvyšovalo maximum d_x . Zatímco pro Japonce mezi těmito dvěma ukazateli byl korelační koeficient 0,57, a tak lze předpokládat růst maxima d_x s prodlužováním průměrné délky života, v případě Tchaj-wanců vyšel statisticky nevýznamný koeficient 0,13 – což odráží v podstatě trend stagnace hodnoty maxima d_x . Do budoucna může být zajímavý vývoj i v USA – korelační koeficient sice činil 0,92, avšak poslední roky růstu e_0 nejsou doprovázeny růstem maxima d_x . Je tedy možné, že vývoj v USA bude následovat trendy na Tchaj-wanu a naděje dožití při narození pro muže bude růst, aniž by se výrazně měnilo maximum d_x .

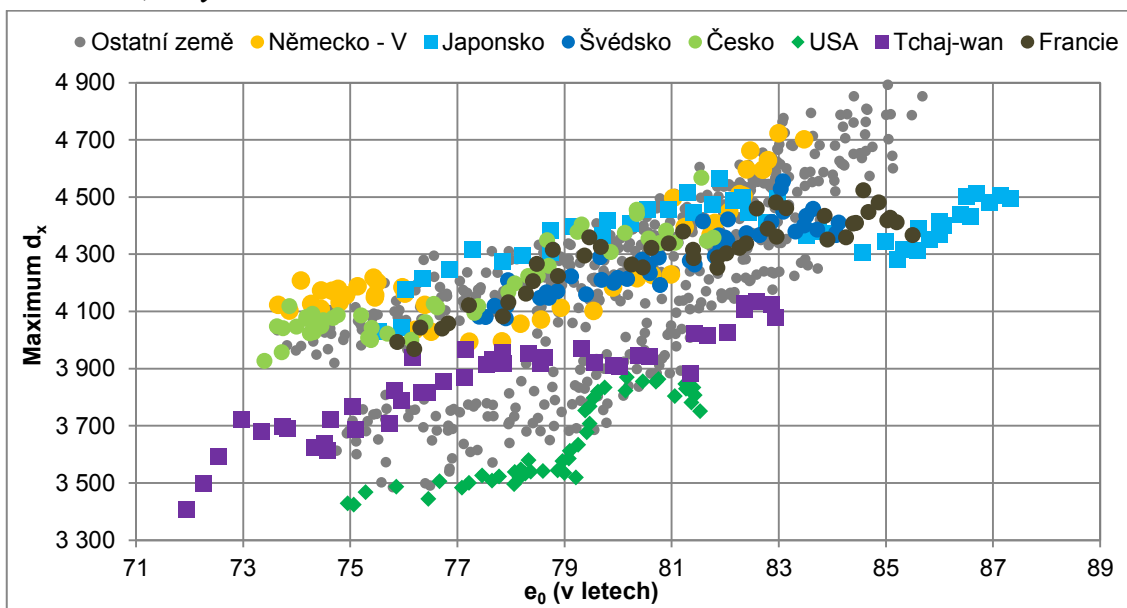
Obr. 88 – Vztah mezi e_0 a maximem tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Obr. 89 – Vztah mezi e_0 a maximem tabulkových zemřelých v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

V případě žen byla menší variabilita vývoje mezi státy a korelační koeficient obvykle nabýval hodnot okolo 0,93. Jediným zásadněji rozdílným dle korelačního koeficientu bylo Japonsko s koeficientem 0,47 a východní Německo (0,67). Vývoj pro muže i ženy v Japonsku byl tedy srovnatelný – v obou případech se jednalo o pozvolný růst, který byl provázen občasnými poklesy maxima d_x či jeho stagnací, přestože docházelo k prodlužování e_0 . Na Tchaj-wanu maximum d_x rostlo pro ženy v závislosti na růstu průměrné délky života mnohem jasněji oproti mužům a korelační koeficient činil 0,92.

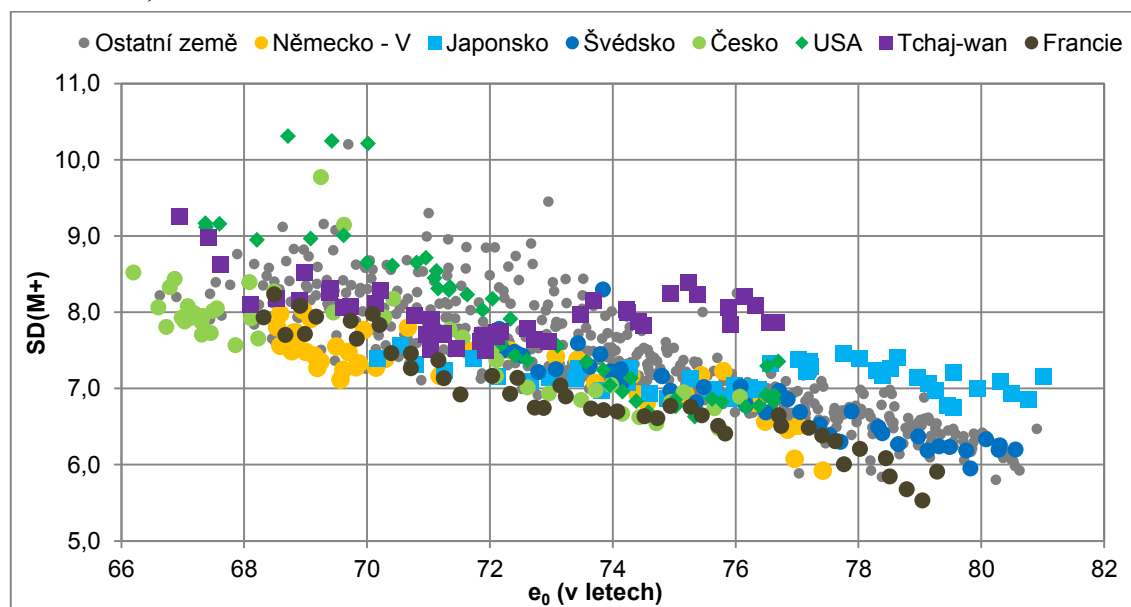
Ani u jednoho z pohlaví nedocházelo dlouhodoběji k poklesu maxima d_x v závislosti na růstu e_0 . V některých státech, ba dokonce jen pro jedno pohlaví, mohlo docházet k prodlužování průměrné délky života, aniž by se při tom zvyšovalo maximum d_x . Takový stav však byl neobvyklý – lze ho nalézt částečně u postkomunistických zemí a jasněji pak u vývoje v Japonsku a na Tchaj-wanu.

4.1.1.5 Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad modelem po roce 1970

S rostoucí průměrnou délkou života klesala směrodatná odchylka nad modelem. Mediánový korelační koeficient mezi těmito proměnnými byl -0,93 pro muže a -0,82 pro ženy. Vztah mezi těmito ukazateli lze vidět na Obr. 90 a Obr. 91. Korelace byla u mužů silnější než u žen. Směrodatná odchylka nad modelem ještě silněji korelovala s normální délkou života, korelační koeficient pro muže se pohyboval okolo -0,97 a pro ženy okolo -0,87.

$SD(M+)$ se váže více k hodnotě maxima d_x a charakterizuje variabilitu věku úmrtí nad modelem, proto i slaběji koreluje s Giniho koeficientem či Keyfitzovým H , které hodnotí celkovou variabilitu. V korelační analýze vyšly jako rozdílné ty státy, v kterých s růstem průměrné délky života a rektangularizací křivky dožívajících dochází spíše k posunu úmrtí do vyšších věků jako celku, avšak již nedochází k výrazné kompresi úmrtí nad modelem. Ukázkovým příkladem takového vývoje je Japonsko. V případě Tchaj-wanu se jedná spíše jen o populaci mužů. Obecně ale lze také říci, že u žen nedochází k tak výrazné kompresi úmrtí nad modelem jako u mužů, případně je trend poklesu $SD(M+)$ v závislosti na růstu e_0 doprovázen oscilacemi okolo tohoto trendu.

Obr. 90 – Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad modelem v analyzovaných zemích, 1971–2016, muži



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

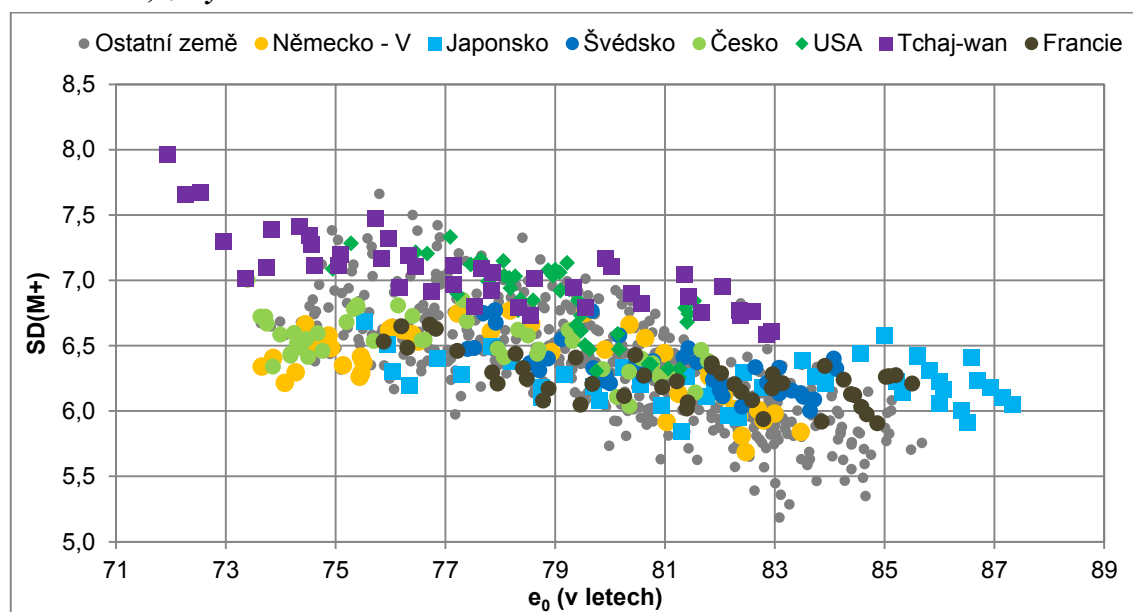
Zdroj: HMD, vlastní výpočty

Pro muže byla obvyklá hodnota korelačního koeficientu mezi e_0 a $SD(M+)$ okolo -0,93, v případě dvou postkomunistických zemí okolo -0,79. V případě asijských zemí směrodatná odchylka nad modelem s růstem e_0 téměř stagnovala a korelační koeficient činil pro Japonsko -0,24

a pro Tchaj-wance -0,28. Mezi populacemi žen se nejzásadněji lišily Japonky, u kterých byla na slabá negativní korelace mezi $SD(M+)$ a e_0 (korelační koeficient -0,23). Obvyklý korelační koeficient mezi e_0 a $SD(M+)$ pro ženy ve vyspělých zemích byl okolo -0,8, v postkomunistických zemích okolo -0,5.

Ačkoliv tedy prodlužování délky života nemusí být doprovázeno snižováním hodnoty směrodatné odchylky nad modelem, vývoj nasvědčuje nutnosti komprese úmrtí ve věcích nad modelem. To je způsobeno zvyšujícím se modálním věkem, který však obvykle není doprovázen posunem úmrtí nad modelem o alespoň stejný věkový interval.

Obr. 91 – Vztah mezi e_0 a směrodatnou odchylkou nad modelem v analyzovaných zemích, 1971–2016, ženy



Poznámky: Seznam analyzovaných zemí včetně dostupnosti dat viz str. 24.

Zdroj: HMD, vlastní výpočty

4.2 Shrnutí vývoje vztahů mezi demografickými ukazateli

Díky korelační analýze bylo možno identifikovat vazby a jejich sílu mezi jednotlivými ukazateli délky života a komprese úmrtnosti a vývoj těchto vazeb v čase. Jak bylo patrné již v analýze vývoje hodnot ukazatelů v čase, sledované období je nutné rozdělit alespoň do třech různých fází – na období 19. století, první poloviny 20. století a vývoj po druhé světové válce (popř. vývoj po roce 1970).

Obecným závěrem korelační analýzy je, že vztah mezi ukazateli se s časem stával těsnější. Obvykle korelační koeficienty značily velmi silnou korelaci s hodnotami pod -0,9 a nad 0,9. Ačkoliv mediánová hodnota všech koeficientů korelací s nadějí dožití při narození činila v období po roce 1970 pro muže 0,98 a pro ženy 0,96, lze nalézt některé ukazatele a státy lišící se od ostatních.

Při zkombinování všech vztahů mezi ukazateli vycházelo pro každou zemi a pohlaví 153 korelačních koeficientů. Samotný vývoj vazeb mezi ukazateli v čase byl tedy porovnáván na základě vazby mezi střední délkou života při narození a ostatními ukazateli. Jinou než téměř

100% závislost bylo možné nalézt zejména u ukazatelů se vztahem k modu – e_M , $SD(M+)$, $\max d_x$ a řídce (tedy spíše jen u některých zemí) i u ukazatelů skupiny C a IQR.

Ze souboru zkoumaných zemí lze dle korelačních koeficientů jako odlišné vyčlenit postkomunistické země, Japonsko a Tchaj-wan (zde však pouze populaci mužů). V postkomunistických zemích byla odlišnost způsobena vývojem v 70. a 80. letech, kdy tyto státy zaostávaly za vyspělými zeměmi. Teprve pozdější demografický vývoj začal odpovídat trendu ve vyspělých zemích, kde dochází s prodlužující se délkou života také ke kompresi úmrtnosti.

Za velmi specifický lze označit vývoj v Japonsku (podobný je vývoj na Tchaj-wanu pro muže). V Japonsku bylo dosahováno prodlužování průměrné délky života, aniž by muselo docházet k tak intenzivní kompresi úmrtnosti jako v jiných vyspělých státech. Vývoj v některých letech dokonce vykazoval stagnaci komprese či dekomprese úmrtnosti při rostoucí střední délce života při narození. Přesto i vývoj v Japonsku ukazuje, že prodlužování průměrné délky života vyžaduje kompresi úmrtnosti, byť nedosahuje takové intenzity jako v jiných vyspělých zemích. Pro Japonsko vycházely korelační koeficienty mezi e_0 a ukazateli skupiny C, IQR, e_M a $SD(M+)$ okolo -0,5 a slabší, přitom pro vyspělé země činil koeficient okolo -0,9 a méně.

Kapitola 5

Závěr

Hlavním cílem práce byla analýza procesu komprese úmrtnosti ve vyspělých zemích pomocí vybraných demografických a statistických ukazatelů. Za tímto účelem bylo vybráno 18 územních celků, které byly analyzovány dle dostupnosti dat v Human Mortality Database.

Prvním cílem práce bylo popsat proces komprese úmrtnosti v co nejdelším dostupném období, a tak potvrdit výsledky dřívějších studií pro větší počet zemí, neboť dosavadní studie se zaměřovaly na jednu či pár zemí, obvykle ne více než pět zemí. Pro většinu zemí byla data dostupná až v období po první světové válce, avšak pro některé země byla dostupná i starší data. Nejdelší časovou řadu mělo Švédsko – od roku 1751, a proto je dlouhodobý vývoj v práci prezentován na datech za Švédsko, neboť umožňuje analyzovat vývoj po nejdelší období. Proces komprese úmrtnosti lze popsat jako posouvání úmrtí do vyšších věků, kde se stále více koncentrují úmrtí okolo modálního věku. S tím dochází i k prodlužování délky života a napřimování (rektangularizaci) křivky l_x (Wilmoth, Horiuchi, 1999). K popsání prodlužování délky života slouží ukazatel naděje dožití (e_x). Změny v rozložení tabulkových zemřelých popisují kvantily tabulkové funkce d_x a samotnou koncentraci úmrtí okolo modálního věku ukazatele skupiny C – tyto ukazatele vyjadřují interval s největší koncentrací úmrtí zvoleného podílu tabulkové populace. S kompresí úmrtnosti dochází ke snižování variability věku při úmrtí, který lze popsat jak směrodatnou odchylkou, tak i v rámci celého procesu rektangularizace křivky l_x pomocí ukazatelů fixed rectangle a moving rectangle, které vyjadřují podíl v průměru prožitých let tabulkovou populací v určeném věkovém intervalu (např. pro FR je to 0–100 let).

Z analyzovaných ukazatelů byly zejména ukazatele skupiny C citlivé na vstupní data. Ukazatele skupiny C se totiž počítají jako kumulovaný součet d_x seřazených od největšího po nejmenší. Takový výpočet předpokládá, že počet tabulkových zemřelých bude nalevo i napravo od modálního věku klesat. Prvně muselo být přistoupeno k vyrovnání úmrtnostní křivky (model byl zvolen dle minimalizace AIC), tak aby funkce d_x byla okolo modu klesající. Vzhledem k dlouhému historickému období zasahovala analýza i do let, kdy vysoká kojenecká úmrtnost způsobovala, že globální maximum d_x nebylo ve vyšším věku, nýbrž kojeneckém. Z tohoto důvodu byl modus i související ukazatele vypočteny z dat pro jedenáctileté a starší.

Vývoj hodnot ukazatelů délky života a komprese úmrtnosti lze rozdělit do tří, popřípadě čtyř období (fází). V první fázi byly velké rozdíly mezi státy a některé mohly zaostávat i o desítky let. V závislosti na státu tak první fáze končí okolo přelomu 19. a 20. století. Tehdy se úmrtí koncentrovala v kojeneckém a dětském věku. Teprve s úbytkem časných úmrtí a jejich posunem do vyšších věků docházelo k prodlužování délky života, z počátku ale jen velmi pozvolna. Za zlomový okamžik lze považovat, když mediánový věk překonal svou hodnotou šířku intervalu C50 ve stáří, což se v rámci vyspělých zemí odehrálo do roku 1900. Tento bod symbolicky znázorňuje posun koncentrace úmrtí z období po narození do vyšších věků. Tempo růstu, popřípadě poklesu, ukazatelů se začalo zvyšovat a nastala druhá fáze, kdy k největším změnám hodnot došlo v první polovině 20. století. Posun úmrtí do vyšších věků prodlužoval naději dožití při narození, ale zvyšoval i samotný modální věk a maximum d_x ve stáří. Výrazné změny rozložení tabulkových zemřelých v první polovině 20. století lze ilustrovat např. na vývoji desátého percentilu tabulkových zemřelých, kdy z kojeneckého věku v roce 1900 vzrostla mediánová hodnota v analyzovaném souboru na 37,8 let pro muže a 46,7 let pro ženy v roce 1950. Jelikož ke snižování intenzity úmrtnosti nedocházelo stejnou měrou ve stáří jako v dětském a středním věku, posun úmrtí se projevoval jejich koncentrací ve stáří.

S koncem druhé fáze a začátkem třetí fáze postupně došlo k tak výraznému poklesu kojenecké úmrtnosti, že se globální maximum d_x posunulo do stáří. Třetí fáze je charakteristická svým zpomalením tempa prodlužování délky života, v případě mužů téměř stagnací až do 70. let. Zároveň docházelo i ke konvergenci mezi státy, a tak je možné toto období vyčlenit i samostatně. V rámci analýz vybraných vyspělých států je významný rok 1971, od kdy všechny zvolené státy pro obě pohlaví měly maximum d_x ve stáří. I s ohledem na současnost tak byla největší pozornost věnována právě vývoji hodnot ukazatelů a vztahů mezi nimi po roce 1970. Potenciál prodlužování naděje dožití při narození skrze pokles intenzity úmrtnosti v dětském a středním věku se postupně vyčerpává, a tak se i zpomaluje tempo růstu střední délky života při narození. I nadále však dochází k posunu úmrtí do vyšších věků.

Analýzované vyspělé státy lze na základě demografického vývoje za poslední půlstoletí rozdělit do tří skupin (typů) na základní, japonský a americký typ. Ačkoliv korelační analýza i dlouhodobý vývoj hodnot ukazatelů poukazují na posouvání úmrtí do vyšších věků, které vede ke kompresi úmrtnosti a rektangularizaci křivky l_x , variabilita věku při úmrtí má zejména pro Japonsko a USA svá specifika. Celkovou variabilitu věku při úmrtí lze popsat pomocí ukazatele MR, dle kterého se s rostoucím věkem 95. percentilu zemřelých postupně tempo růstu komprese úmrtnosti zpomalovalo, až téměř hodnota MR začala stagnovat. Jasněji patrná stagnace MR byla však v případě Japonska, které má jednu z nejvyšších nadějí dožití při narození. V 90. letech upozorňovali Wilmoth a Horiuchi (1999) na fakt, že v Japonsku došlo k ustálení úrovně komprese úmrtnosti a jen se zvyšovala délka života – dle ukazatele C50 dokonce docházelo k dekompresi úmrtnosti. Vývoj v Japonsku v novém tisíciletí však opět ukazuje zvyšující koncentraci úmrtí ve stáří. Japonsko se odlišuje od ostatních vyspělých států svojí vyšší délkou života při obdobné, ne-li nižší koncentraci úmrtí ve stáří. Zatím však nelze říci, zda je japonský typ pokračováním základního, a tedy by mělo v blízké budoucnosti dojít potenciálně ve vyspělých zemích ke stagnaci komprese úmrtnosti či přímo její dekompresi. Mimo ostatní státy jsou vyčleněny USA (jím je blízká Kanada), kde častěji dochází k předčasným úmrtím, a tak

ačkoliv ve stáří mají lidé v USA srovnatelnou naději dožití s vyspělými státy, střední délka života při narození je vůči nim relativně nízká. Zároveň v posledních letech dochází v USA s rostoucí délkou života ke stagnaci komprese úmrtnosti, která je výrazně pod úrovní vyspělých států. Obvykle ve vyspělých státech dochází s růstem délky života i ke kompresi úmrtnosti, v některých státech ale není koncentrace úmrtí ve vyšším věku tak intenzivním jevem.

Druhým cílem práce bylo zhodnotit vypovídací schopnost ukazatelů představujících 50 % zemřelých (medián, mezikvartilové rozpětí, C50) k popisu komprese úmrtnosti, neboť Kannisto (2000) považuje C50 za lepší ukazatel než mezikvartilové rozpětí, avšak dle Wilmoth a Horiuchiho (1999) je mezikvartilové rozpětí jednoduchý a snadno interpretovatelný ukazatel, vhodný pro analýzu rektangularizace. Na základě vývoje hodnot těchto ukazatelů od 18. století lze identifikovat některá specifika těchto ukazatelů. Pouze ukazatel C50 se zaměřuje na koncentraci úmrtí okolo modálního věku, a tedy při analýze komprese úmrtnosti má svoji nezastupitelnou roli. Navíc ukazatel IQR rostl po krátké období v 19. století se zvyšující se nadějí dožití při narození. Na výpočet je nejjednodušší ukazatel mediánový věk a interkvartilové rozpětí, naproti tomu ukazatel C50 má navíc předpoklad klesajícího počtu tabulkových zemřelých nalevo a napravo od modu, a je tak i výpočetně komplikovanější. Zatímco mediánový věk takřka 100% koreluje s nadějí dožití při narození, u IQR a C50 s e_0 tomu tak vždy není. Na základě korelační analýzy lze u vyspělých států základního typu (s vyloučením postkomunistických zemí) očekávat, že s růstem mediánového věku roste i koncentrace úmrtí ve vyšším věku. K závěrům o probíhající kompresi úmrtnosti může tedy dojít pouze s využitím jediného ukazatele (např. mediánu) na rozdíl od japonského či amerického typu, kde některé ukazatele nevykazují rostoucí koncentraci úmrtí, a tedy musí být spočteno více ukazatelů – tím může být např. IQR, avšak k popsání samotného procesu komprese úmrtnosti je nutné využít dalších ukazatelů přímo charakterizujících změny v intenzitě koncentrace úmrtí ve vyšším věku a variabilitě věku při úmrtí.

Třetím cílem práce bylo zhodnotit vazby mezi ukazateli komprese úmrtnosti a prodlužování délky života, a tak posoudit jejich přidanou hodnotu při interpretaci procesu komprese úmrtnosti. Na základě výsledků korelační analýzy pro vyspělé země základního typu (bez postkomunistických zemí), kdy mezi všemi dvojicemi ukazatelů byla velmi silná závislost, platí, že pouhý růst e_0 indikuje zvyšující se koncentraci úmrtí ve vyšším věku. Pro samotné popsání probíhajícího procesu komprese úmrtnosti je však nutné vypočítat alespoň některý z ukazatelů komprese úmrtnosti. To je zároveň vždy nutné v případě států, které v některých letech vykazovaly růst délky života, aniž by docházelo ke změnám v koncentraci úmrtí – takovými státy jsou Japonsko, Tchaj-wan či USA. Volba ukazatelů je vždy na autorovi výzkumu a jeho záměru. Nelze tedy vybrat jediný ukazatel z této práce, který by byl obecně pro analýzu komprese úmrtnosti nejlepším. Nicméně díky vzájemné korelaci některých ukazatelů i přes jejich rozdílné hodnoty lze dojít ke stejným závěrům, a tedy mezní užitek každého dalšího ukazatele může být až zanedbatelný. Pro stručný popis současného stavu komprese úmrtnosti, vycházející z korelační analýzy pro období po roce 1970, může potenciálně stačit pouze pár ukazatelů z několika skupin. Jednu skupinu velmi silně až 100% korelujících ukazatelů tvořily ukazatele délky života (e_0 , e_{65} , percentily, modální věk), rektangularizace (FR a MR)

a variability věku při úmrtí (Giniho koeficient, Keyfitzovo H). Druhou skupinou byly ukazatele skupiny C (C10, C25, C50). Mimo tyto skupiny byly ukazatele e_M a $SD(M+)$.

Výsledky této diplomové práce poukazují na nestejnorodý vývoj komprese úmrtnosti ve vztahu k rostoucí délce života mezi vyspělými státy. Přesto lze stále považovat za obecně platné, že posun úmrtí do vyšších věků má za důsledek kompresi úmrtnosti a zvýšení naděje dožití. Díky popsanému vývoji hodnot a vzájemné korelaci vybraných ukazatelů mohou být výsledky této práce dále využity k volbě menšího počtu ukazatelů koncentrace úmrtí a rektangularizace křivky l_x v dalších studiích. Zahrnutí Česka do diplomové práce ukazuje na prostor pro další analýzu podobnosti vývoje v postkomunistických zemích s dřívějším vývojem ve vyspělých zemích.

Seznam literatury

Datový zdroj

HUMAN MORTALITY DATABASE. 2018. *The Human Mortality Database*. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). [cit-05-03-2018] Dostupné z: <http://www.mortality.org/>.

OECD. 2018. *OECD.Stat – Income Distribution and Poverty*. OECD. [cit-15-06-2018] Dostupné z: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=IDD#>.

Literatura a internetové zdroje

BRUTHANS, Jan a BRUTHANSOVÁ, Daniela. 2009. Kardiovaskulární revoluce. *Demografie*. 2009, roč. 51, č. 3, s. 182–198.

BURCIN, Boris, TESÁRKOVÁ, Klára, ŠÍDLO, Luděk. 2010. Nejpoužívanější metody vyrovnávání a extrapolace křivky úmrtnosti a jejich aplikace na českou populaci. *Demografie*. 2010, roč. 52, č. 2, s. 77–89.

BURCIN, Boris, HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ, Klára a KOMÁNEK, David. 2012. *DeRaS Documentation*. Dostupné z: http://deras.natur.cuni.cz/upload/soubor/original/DeRaS%20documentation_02_05_2012_Version_2.pdf

CALDWELL, John C. 2001. Population health in transition. *Bulletin of the World Health Organization*. WHO, 2001, 79 (2), str. 159–170. Dostupné z: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2566347/pdf/11246833.pdf>.

DRIBE, Martin, OLSSON, Mats, SVENSSON, Patrick. 2015. Famines in the Nordic countries, AD 536 - 1875. *Lund Papers in Economic History*. General Issues, 2015, No. 138. Department of Economic History, Lund University. Dostupné z: <http://portal.research.lu.se/ws/files/5987932/8032075.pdf>.

FRIES, James, F. 1980. Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. *The New England Journal of Medicine*, 1980, č. 303, str. 130–135.

- HAUKE, J. a KOSSOWSKI, T. 2011. Comparison of values of Pearson's and Spearman's correlation coefficient on the same sets of data. *Quaestiones Geographicae*. 2011, roč. 30, č. 2, str. 87–93. ISBN 978-83-62662-62-3
- CHEN, Alice a kol. 2016. Why Is Infant Mortality Higher in the United States Than in Europe? *American Economic Journal: Economic Policy*, 2016, roč. 8, č. 2, str. 89–124. Dostupné z: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.20140224>.
- CHEUNG, Siu Lan Karen a kol. 2005. Three dimensions of survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension. *Demography*. 2005, roč. 42, č. 2, str. 243–258.
- CHEUNG, Siu Lan Karen a kol. 2009. Dissecting the compression of mortality in Switzerland, 1876-2005. *Demographic research*. 2009, roč. 21, č. 19, str. 569–598.
- KALIBOVÁ, Květa. 2001. *Úvod do demografie*. 2. vyd. Praha: Karolinum, 2001. Učební texty Univerzity Karlovy v Praze. ISBN 80-246-0222-9.
- KANNISTO, Väinö. 2000. Measuring the Compression of Mortality. *Demographic research*. 2000, roč. 3, č. 6, 24 str.
- KANNISTO, Väinö. 2006. Central and Dispersion Indicators of Individual Life Duration: New Methods. In: Robine JM., Crimmins E.M., Horiuchi S., Yi Z. (eds) *Human Longevity, Individual Life Duration, and the Growth of the Oldest-Old Population. International Studies in Population*, vol 4. Springer, Dordrecht. 2007, str. 119–129.
- NEUMAYER, Eric a PLÜMPER, Thomas. 2016. Inequalities of Income and Inequalities of Longevity: A Cross-Country Study. *American Journal of Public Health*. 2016, roč. 106, č.1, str. 160–165.
- OLSHANSKY, Jay a AULT, Brian. 1986. The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases. *The Milbank Quarterly*, 1986, roč. 64, č. 3, str. 355–391.
- OMRAN, Abdel R. 1971. The epidemiologic transition: the theory of the epidemiology of population change. *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 1971, roč. 49, č. 4, str. 509–538.
- OTIPKA, Petr a ŠMAJSTRLA, Vladislav. 2018. *Testování statistických hypotéz*. Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava. [cit-20-06-2018] Dostupné z: <http://homen.vsb.cz/~oti73/cdpast1/kap11/kap12.htm>.
- PACCAUD, Fred. 1998. Age at death and rectangularisation of survival curve: trends in Switzerland, 1969–1994. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 1998, č. 52, str. 412–415.
- PAVLÍK, Zdeněk, RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka, ŠUBRTOVÁ, Alena. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia, 1986.
- RAYMANOVÁ, Petra. 2015. *Průběh a časování kardiovaskulární revoluce ve vybraných evropských zemích*. Praha, 2015. 115 str. Diplomová práce (Mgr.). Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta. Dostupné z: <https://is.cuni.cz/webapps/zzp/detail/131520/>.

- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka. 2012. Úmrtnostní tabulky. *Předmět Demografická analýza I*. Praha, 2012. Univerzita Karlova. Přírodovědecká fakulta.
- ROBINE, Jean-Marie. 2001. Redefining the Stages of the Epidemiological Transition by a Study of Dispersion of Life Spans: Case of France. *Population: An English Selection*. 2001, roč. 13, č. 1, str. 173–194.
- SAWYER, Bradley a GONZALES, Selenia. 2017. How does infant mortality in the U.S. compare to other countries? *Health System Tracker*. 2017. [cit-29-05-2018] Dostupné z: <https://www.healthsystemtracker.org/chart-collection/infant-mortality-u-s-compare-countries/#item-congenital-malformations-low-birth-weight-account-significant-portion-infant-mortality-u-s>.
- VALLIN, Jacques a MASLÉ, France. 2004. Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition. *Demographic Research*. 2004, zvláštní vydání č. 2, str. 11–44.
- WILMOTH, John R. a HORIUCHI, Shiro. 1999. Rectangularization revisited: Variability of age at death within human populations. *Demography*. 1999, roč. 36, č. 4, str. 475–495.
- WORLD ECONOMIC FORUM. 2017. *The Global Gender Gap Report 2017*, 2017, 361 str. Dostupné z: http://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2017.pdf.
- ZEPEDA-ORTEGA, Ana a MONTEVERDE, Laura Malena. 2016. Compresión de la mortalidad en Chile: 1969-2002. *Papeles de Población*. 2016, roč. 22, č. 87, str. 265–291.